

Alexander Müller

DAS PARKBEDÜRFNIS IM FLIESSENDEN VERKEHR

Eine empirische Untersuchung für die Innenstadt von Münster

1970

1979

DAS PARKBEDÜRFNIS IM FLIESSENDEN VERKEHR

Eine empirische Untersuchung für die Innenstadt
von Münster

I N A U G U R A L - D I S S E R T A T I O N

zur Erlangung des akademischen Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaft
durch den
Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
der Westfälischen Wilhelms-Universität zu Münster

vorgelegt von
Dipl.-Volkswirt Alexander Müller
aus Düsseldorf

1979



Erster Berichterstatter: Prof. Dr. H. Gülicher
Zweiter Berichterstatter: Prof. Dr. J. Bley Müller
Dekan: Prof. Dr. E. Boettcher
Tag der mündlichen Prüfung: 8. Februar 1978

Inhaltsverzeichnis

	Seite
Verzeichnis der Tabellen	V
Verzeichnis der Abbildungen	VIII
Verzeichnis der ständig verwendeten Symbole und Abkürzungen	IX
1 Einführung	1
2 Ziel, Konzeption und Durchführung der empirischen Untersuchung	5
2.1 Vorbemerkungen	5
2.2 Untersuchungsziel und Erhebungsmethode	6
2.3 Überlegungen zur Durchführung der Unter- suchung - die Bestimmungsgründe für das Vorliegen von Parkwünschen	10
2.4 Beschreibung der durchgeführten Erhebungen	17
2.4.1 Zeitliche Verteilung der Erhebungen	17
2.4.2 Räumliche Verteilung der Erhebungen - die Auswahl von Beobachtungsstand- orten	20
3 Methodische Überlegungen zur statistischen Analyse der empirischen Erhebungen	23
3.1 Vorbemerkungen	23
3.2 Der Bernoulli-Prozeß als Modell für die Abfolge von Parkraumsuchern im fließenden Verkehr	25
3.3 Binomial- und pascalverteilte Zufallsva- riablen in Erhebungen aus Bernoulli-Pro- zessen	28
3.3.1 Eine graphische Darstellung von Ele- mentarereignissen in Bernoulli-Pro- zessen	28
3.3.2 Ereignisräume und Wahrscheinlich- keitsfunktionen von binomial- und pascalverteilten Zufallsvariablen	31
3.3.3 Einige Additivitätseigenschaften	39
3.4 Schätzfunktionen für den Parameter eines Bernoulli-Prozesses bei Binomial- und Pascalstichproben	44
3.4.1 Verfahren der Punktschätzung	44
3.4.2 Verfahren der Intervallschätzung	53

3.4.2.1	Zentrale und nichtzentrale Intervallschätzung	53
3.4.2.2	Intervallschätzung bei Bi- nomial- und Pascalstich- proben	63
3.5	Verfahren des Homogenitätstests bei zwei Stichproben	70
3.5.1	Allgemeine Überlegungen zur Wahl eines Testverfahrens	70
3.5.2	Das Verfahren des Fisher Exact-Test (FE-Test)	73
3.6	Randomisierung bei Intervallschätzung und Signifikanztest	81
4	Empirische Analyse der Untersuchungsergebnisse	92
4.1	Vorbemerkungen	92
4.2	Überblick über die Ergebnisse der Erhe- bungen	92
4.3	Der Einfluß der Sendveranstaltung auf den Anteil von Parkwünschen	97
4.4	Der Einfluß der Stellplatzart auf den An- teil von Parkwünschen	106
4.5	Anteil und Aufkommen von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten	117
4.5.1	Tageszeitlich disaggregierte Ana- lyse	117
4.5.1.1	Anteilswerte zu unterschied- lichen Tageszeiten	117
4.5.1.2	Aufkommenswerte zu unter- schiedlichen Tageszeiten	125
4.5.1.3	Exkurs: Gegenüberstellung von Parkwunsch- und Fahrt- zielaufkommen	129
4.5.2	Tageszeitlich verdichtete Analyse	132
4.5.2.1	Anteilswerte im Tagesmittel	132
4.5.2.2	Gesamtaufkommen für den täglichen Erhebungszeitraum	138
4.6	Untersuchungsergebnisse vor dem Hinter- grund der Modellprämissen des Bernoulli- Prozesses	142
5	Schlußbemerkungen	145
Anhang		
Teil A	- Empirischer Anhang	149
Teil B	- Mathematischer Anhang	165
Literaturverzeichnis		177

Verzeichnis der Tabellen

	Seite
Tab. 3.1 : Zahlenbeispiel für die Realisationen zweier Stichproben	74
Tab. 3.2 : Bedingter Ereignisraum Ω_{π} der Realisationen t_i zweier Binomialstichproben	75
Tab. 3.3 : Bedingter Ereignisraum Ω_{π}^+ der Realisationen t_i^+ zweier Pascalstichproben	79
Tab. 4.1 : Zeitgrenzen der Tageszeiträume	95
Tab. 4.2 : Autofahrer mit und ohne Parkwunsch unter gesonderter Aufstellung der Beobachtungsergebnisse während der Sendveranstaltung am 21./23./28.6.	96
Tab. 4.3 : Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Sendeinflusses am Beispiel ÜBERWASSERSTRASSE	100
Tab. 4.4 : Homogenitätstest : Ergebnis der Prüfung des Sendeinflusses auf den Anteil von Parkraumsuchern an allen ausgewählten Standorten im Überblick	102
Tab. 4.5 : Autofahrer mit und ohne Parkwunsch - Daten unter Berücksichtigung der Ergebnisse des Homogenitätstests unter Punkt 4.2	105
Tab. 4.6 : Übersicht der Untersuchungsergebnisse zur Prüfung des Einflusses der Stellplatzart(FRAUENSTRASSE)	106
Tab. 4.7 : Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Einflusses der Stellplatzart (FRAUENSTRASSE)	108
Tab. 4.8 : Übersicht der Untersuchungsergebnisse zur Prüfung des Einflusses der Stellplatzart (ROTHENBURG)	109
Tab. 4.9 : Punktschätzwerte (in %) für die Anteile von Parkwünschen nach Parkuhren und Stellplätzen im eingeschränkten Halteverbot und Verhältnis der Schätzwerte (ROTHENBURG)	110
Tab. 4.10 : Quell- und Zielverkehr und Anzahl der Kurzparker (bis max. 2 Std.) in Münster	113

Tab. 4.11 :	Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Einflusses der Stellplatzart (ROTHENBURG)	114
Tab. 4.12 :	Punkt- und Intervallschätzwerte (90 %, zentral) für den Anteil von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten zu unterschiedlichen Tageszeiten	119
Tab. 4.13 :	Punkt- und Intervallschätzwerte (90 %, zentral) für das stündliche Aufkommen von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten zu unterschiedlichen Tageszeiten	127
Tab. 4.14 :	Indikatoren für die Fahrtzieldichte und Schätzwerte für das Parkwunschaufkommen an den ausgewählten Standorten	131
Tab. 4.15 :	Punkt- und Intervallschätzwerte (90 %, zentral) für $\theta^{(2)}$, den durchschnittlichen Anteil von Parkwünschen im Tagesmittel	136
Tab. 4.16 :	Punkt- und Intervallschätzwerte (90 %, zentral) für das Aufkommen von Parkwünschen während des täglichen Erhebungszeitraums	139
Tab. A1 :	Autofahrer mit und ohne Parkwunsch - Daten der Wahlhandlungen aus den Folgen beobachteter Verkehrsteilnehmer	155
Tab. A2 :	Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Sendeinflusses auf den Anteil von Parkraumsuchern an allen ausgewählten Standorten	160
Tab. A3 :	Ergebnisse der Querschnittszählungen vom 8. und 13.9.77 und Angaben für das stündliche Verkehrsaufkommen (Aufk./h) an den ausgewählten Standorten	162
Tab. A4 :	Absolutes und relatives Verkehrsaufkommen A_t und g_t der Tageszeiträume für die ausgewählten Standorte	163

Tab. A5	: Berechnung von Punktschätzwerten für den durchschnittlichen Anteil von Parkraumsuchern für alle betrachteten Tageszeiträume und von Schätzwerten ihrer Varianzen	164
Tab. B2	: Zentrale und nichtzentrale 90%-Konfidenzintervalle für θ bei Pascalstichproben bis zum $(x=4)$ -ten Erfolg	172
Tab. B3.1	: Zahlenbeispiel für die Realisationen zweier Stichproben B_1 und P_2	173
Tab. B3.2	: Bedingter Ereignisraum Ω_{T++} der Realisationen t_{++}^i je einer Binomial- und einer Pascalstichprobe	174

Verzeichnis der Abbildungen

	Seite
Abb. 3.1: Das Ereignisgitter als graphisches Schema für den Bernoulli-Prozeß	29
Abb. 3.2: Kombinationen von Elementarereignissen bei einem zweiten Erfolg im dritten Element	35
Abb. 3.3: Verteilungsfunktionen für den Erfolgsanteil in Binomial- und Pascalstichproben	50
Abb. 3.4: Wechselbeziehungen zwischen Annahmehereichen von Tests und Konfidenzintervallen	55
Abb. 3.5: Beispiel für die Konstruktion der Menge zentraler Konfidenzintervalle	59
Abb. 3.6: Zentrale und nichtzentrale 90%-Konfidenzintervalle für θ bei Pascalstichproben bis zum ($x=4$)-ten Erfolg	65
Abb. 3.7: Randomisierung einer diskreten Zufallsvariablen am Beispiel der Binomialverteilung mit $\theta=0,3$ und $n=6$	85
Abb. 4.1: Der Anteil von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten im Tagesverlauf	122
Abb. 4.2: Das stündliche Aufkommen von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten im Tagesverlauf	128
Abb. A1 : Innenstadt Münster - Hauptverkehrsstraßen und Parkanlagen	151
Abb. A2 : Standorte der Erhebungen	153

Verzeichnis der häufig verwendeten Symbole und Abkürzungen

A	Annahmebereich
AMS	Annals of Mathematical Statistics
BA	Biometrika
$\epsilon(\xi)$	(nicht) Element von
f	Wahrscheinlichkeitsfunktion
F	Verteilungsfunktion
H_0, H_1	Nullhypothese, Alternativhypothese
KI	Konfidenzintervall
N	pascalverteilte Zufallsvariable
Ω	Ereignisraum/Parameterbereich
SN	Signifikanzniveau
SW	Sicherheitswahrscheinlichkeit
θ	Parameter eines Bernoulli-Prozesses
$\hat{\theta}$	Schätzfunktion/Schätzwert für θ
W	Wahrscheinlichkeit
X	binomialverteilte Zufallsvariable
ZV	Zufallsvariable(n)

1. Einführung

Verkehrsplanung muß von bestehenden "Verkehrswünschen" ausgehen¹. Dies gilt nicht zuletzt auch für die Bereitstellung von Parkgelegenheiten. Andernfalls sind - in den Zentren der Städte häufig genug zu beobachten - räumliche Diskrepanzen "auf dem Parkplatzmarkt" die Folge².

Die vorliegende Arbeit hat sich die Abschätzung des Parkbedürfnisses im fließenden Verkehr zum Ziel gesetzt. Der Begriff Parkbedürfnis wird dabei im räumlichen Sinne als der Wunsch, an einem bestimmten Punkt des Straßennetzes zu parken, interpretiert. Der Anteil der einen gegebenen Punkt im Straßennetz passierenden Fahrer, der hier ein Parkbedürfnis hat, wird als Anteil des parkraum- oder parkplatzsuchenden Verkehrs an diesem Punkt bezeichnet.

Die Untersuchung wurde in der Innenstadt von Münster durchgeführt³. Ihr liegt der Gedanke zugrunde, daß angesichts der relativen Knappheit von Abstellgelegenheiten im Untersuchungsgebiet ein beträchtlicher Teil des Verkehrsaufkommens im öffentlichen Straßenraum auf Parkplatzsucher zurückzuführen sein dürfte. Dies gilt vornehmlich für den individuellen Personenverkehr, soweit er mit dem Kraftwagen abgewickelt wird.

Im Rahmen dieser Arbeit wurden mehrtägige empirische Erhebungen zur Quantifizierung des Parkbedürfnisses unter den Autofahrern durchgeführt. Als Erhebungsmethode bietet

1 Vgl. Leibbrand, K.; Verkehr und Städtebau, Basel 1964, S. 158 ff.

2 Zur Lage in Münster vgl. S. 6 ff.

3 Im folgenden soll in Münster als Innenstadt oder Stadtkern der Bereich angesehen werden, der von den städtischen Planungsämtern als solcher ausgewiesen wird. Vgl. z. B. Stadt Münster, Parken in der Innenstadt, Münster 1972 (im folgenden zitiert als Stadt Münster, Parken...), S. 4. Einen Überblick des innerstädtischen Straßennetzes vermittelt Abbildung A1 auf S. 151 dieser Arbeit.

sich die Befragung im fließenden Verkehr an. Sie ist aber mit offensichtlichen praktischer Schwierigkeiten verbunden. Daher wurde eine Methode der *Beobachtung* gewählt. Einem Autofahrer ist zwar normalerweise kaum anzusehen, ob er auf der Suche nach einem Stellplatz ist; dennoch ergibt sich - wie noch gezeigt wird - gelegentlich die Möglichkeit, dies zu beobachten.

Für die Untersuchung erweisen sich folgende Überlegungen als besonders wichtig. Es kann zum einen nicht ohne weiteres davon ausgegangen werden, daß sich im Straßenraum der Innenstadt Münsters an jedem beliebigen Straßenquerschnitt ein gleich großer Anteil von Parkraumsuchern im fließenden Verkehr beobachten läßt. Ebenso wenig ist zum anderen a priori eine Saisonfigur in der zeitlichen Entwicklung dieses Prozentsatzes, wobei an einander überlagernde Schwankungen - z. B. Tages-, Wochen- und Jahreszyklus - zu denken wäre, auszuschließen.

Die Überlegungen zeigen, daß eine räumlich/zeitlich *differenzierte Betrachtung* dem Untersuchungsgegenstand angemessen ist. So wurde zur Erfassung von räumlich bedingten Effekten an mehreren ausgewählten innerstädtischen Straßen erhoben¹. Bei der Beobachtung des Verkehrsgeschehens konnten zudem zeitliche Einflüsse berücksichtigt werden. Auf die Untersuchung von Wochen- und Jahressaison wurde aber nicht abgestellt, sondern nur auf Schwankungen im Tagesverlauf. Dabei waren die Erhebungen auf bestimmte Werk-tage beschränkt.

Neben standort- und tageszeitspezifischen Effekten wurde weiterhin Unterschieden in der "Qualität" von Abstellgelegenheiten Rechnung getragen, da offensichtlich beispielsweise ein mit Parkuhr ausgestatteter Stellplatz allgemein nicht die Attraktivität einer gebührenfreien Parkgelegenheit an gleichem Ort aufweist.

¹ Einen Überblick über die Beobachtungsstandorte gibt Abb. A2, S. 153. Diese Abbildung enthält einen Ausschnitt des Gebiets aus Abb. A1, S. 151.

Bislang wurde nur die Schätzung des *Anteils* von Parkraum-suchern im fließenden Verkehr, also ihre relative Anzahl, als Problem angesprochen. Daneben wird im weiteren aber auch die Quantifizierung des (absoluten) *Aufkommens* von Parkwünschen - z. B. pro Stunde oder pro Tag gerechnet - von Interesse sein. Über eine solche absolute Häufigkeitsangabe läßt sich - wie später gezeigt wird - etwa eine Schätzung des lokalen Bedarfs an Stellplätzen vornehmen.

Die vorliegende Arbeit ist in drei Hauptkapitel gegliedert. Im folgenden *Kapitel 2* werden die einleitenden Überlegungen zu Ziel und Methode der Untersuchung zunächst ausführlich erläutert. Es folgt eine verhaltenstheoretisch orientierte Diskussion, die dem Konzept der Erfassung des Parkbedürfnisses im fließenden Verkehr einen Interpretationsrahmen vermittelt. Anschließend wird im einzelnen erläutert, nach welchen Kriterien die Erhebungen geplant, und wie sie in ihrer räumlich/zeitlichen Verteilung vom Verfasser konkret durchgeführt wurden.

Das *dritte Kapitel* enthält statistisch-methodische Überlegungen im Zusammenhang mit der Auswertung der Erhebungen. Dabei wird zunächst ein mathematisches Modell erläutert, und zwar der Bernoulli-Prozeß. Ein solcher Prozeß wird für das Auftreten von Parkwünschen im fließenden Verkehr angenommen. Hiervon ausgehend lassen sich die empirischen Daten als Stichprobenrealisationen von Zufallsvariablen der an entsprechender Stelle ausführlich charakterisierten mathematischen Verteilungen - es handelt sich dabei um die Binomial- und die Pascalverteilung - interpretieren. Anschließend werden einige statistische Verfahren diskutiert, die bei der Datenanalyse im darauffolgenden Kapitel angewendet werden. Gerade wenn der Auswertung - wie bei der vorliegenden Untersuchung - Stichproben relativ kleinen Umfangs zugrundeliegen, erweist es sich als instruktiv, neben Punktschätzwerten (hier für den Anteil und das Aufkommen von Parkwünschen im fließenden Verkehr)

auch Schätzintervalle anzugeben und eine Diskussion von Anteilsdifferenzen nicht nur in der Form eines Vergleichs von Punktschätzwerten zu führen, sondern zusätzlich durch Signifikanztests abzusichern.

Mit diesen Stichworten (Punkt-, Intervallschätzung und Signifikanztest) ist das Spektrum der zu behandelnden Verfahren angegeben. Die methodischen Überlegungen nehmen im Rahmen dieser Arbeit breiten Raum ein. Die Ausführlichkeit der Darstellung erscheint aber angebracht, da die Materie teilweise als nicht bekannt vorausgesetzt werden kann. Dies gilt insbesondere für die Verfahren zur Auswertung von pascalverteilten Stichprobenrealisationen, die bislang in der Praxis nur selten angewendet wurden.

Im *vierten Kapitel* werden die empirischen Erhebungen ausgewertet und die Ergebnisse diskutiert.

2. Ziel, Konzeption und Durchführung der empirischen Untersuchung

2.1 Vorbemerkungen

Der tägliche Personenverkehr - z. B. im Zentrum der Stadt Münster - ist Ergebnis einer Vielzahl von Entscheidungen all derjenigen, die als Verkehrsteilnehmer den Personenverkehr ausmachen. Jeder Einzelfahrt liegt dabei ein bestimmtes Verkehrsbedürfnis zugrunde¹. Dieses wird unter Berücksichtigung der bestehenden Beförderungsmöglichkeiten hinsichtlich Verkehrsmittel und Fahrtroute "möglichst günstig" gestaltet².

In der vorliegenden Arbeit wird das eigentliche "Verkehrsgeschehen", d. h. das Aufkommen des Personenverkehrs, seine Aufteilung auf die Verkehrsmittel und Fahrtrouten, nicht zur Diskussion stehen. Die zentrale Frage gilt dem Parkbedürfnis im *fließenden Autoverkehr*. Dabei wird letzterer *als vorgegeben betrachtet*.

Im nächsten Abschnitt wird erläutert, was unter dem Parkwunsch (Parkbedürfnis) eines Autofahrers verstanden werden soll, und in welcher Weise empirisch erhoben werden kann, ob ein solcher vorliegt oder nicht. Anschließend folgen unter 2.3 Überlegungen, die die Bestimmungsgründe von Parkwünschen betreffen. Sie waren für die Planung der Erhebungen maßgeblich. Mit der Diskussion der im einzelnen durchgeführten empirischen Untersuchungen unter 2.4 wird das zweite Kapitel abgeschlossen.

1 Zur sogenannten "Verkehrszeugung" vgl. z. B. Böhme, U.; Grundlagen zur Berechnung des städtischen Personenverkehrs. Wissenschaft und Technik im Straßenwesen. Heft 13, Berlin (O), 1970.

2 Zur "Verkehrsmittelwahl" vgl. z. B. Quarmby, D. A.; Choices of Travel Mode for the Journey to Work, Journal of Transport Economics and Policy 1 (1967), S. 273 ff. Einen umfassenden Überblick zum Problem der Wahl der Fahrtroute gibt z. B. Ribbeck, K.; Routensuchen in Straßennetzen, Diss. Aachen 1971.

2.2 Untersuchungsziel und Erhebungsmethode

Die in der vorliegenden Arbeit untersuchte Fragestellung ist zunächst von dem Gegenstand herkömmlicher *Parkraumuntersuchungen* abzuheben, die sich zwar ebenfalls mit dem Parkbedürfnis beschäftigen, dies aber in recht unterschiedlicher Weise tun. Solche Studien, die auch für die Innenstadt von Münster durchgeführt wurden¹, gelten im Gegensatz zu dieser Arbeit dem sogenannten "ruhenden Verkehr". Dabei steht die Gegenüberstellung von Stellplatzangebot und seiner Ausnutzung durch Parkplatznachfrager im Vordergrund; der so zu ermittelnde Auslastungsgrad findet als Indikator für die Versorgungslage Verwendung. Derartige Untersuchungen sind aus erhebungstechnischen Gründen vornehmlich auf die großen Abstellanlagen konzentriert und werden nur selten auf die am Randstein des öffentlichen Straßenraums vereinzelt angelegten Stellgelegenheiten ausgedehnt². Die vorliegende Untersuchung hat sich dagegen die Abschätzung des *Parkbedürfnisses* gerade für den *im Straßennetz* fließenden Verkehr zum Ziel gesetzt.

Betrachten wir die Stellplatzsituation, die man in Münster antrifft. Es zeichnet sich hierfür ein zwiespältiges Bild ab, das - wie sich zeigen wird - für das methodische Vorgehen der vorliegenden Untersuchungen Konsequenzen hatte. In der Innenstadt von Münster sind Diskrepanzen "auf dem Parkplatzmarkt" festzustellen. Die großen Abstellanla-

1 Vgl. die bereits zitierte Untersuchung: Stadt Münster; Parken...

2 Für Münster liegt eine Untersuchung zum Belegungszustand von Parkuhren vor. Vgl. Stadt Münster; Parken..., a.a.O., S. 29 ff.

gen- dies haben Untersuchungen gezeigt - werden nur gering ausgelastet¹, stellt man ihrem Belegungszustand etwa die Abstellssituation im öffentlichen Straßenraum gegenüber. Hier übersteigt die Nachfrage das Angebot bei weitem. Dieser Umstand findet nicht zuletzt in der häufig zu beobachtenden Mißachtung der Parkvorschriften seinen Ausdruck.

Es soll hier nicht untersucht werden, welche Gründe - Bühnenstaffelung, relative Standortgunst, usw. - dafür verantwortlich sind, daß die Autofahrer gerade dort zu parken wünschen, wo das Stellplatzangebot besonders knapp ist². Die beschriebene Situation spricht jedenfalls für die einleitend angesprochene Vermutung, daß bei einem Teil der Verkehrsteilnehmer während der Fahrt zwar bereits der Wunsch besteht, das Fahrzeug abzustellen, daß dieser Wunsch aber mangels geeigneter Abstellgelegenheiten nicht realisiert werden kann.

Für das methodische Vorgehen ist folgende Schlußfolgerung zu ziehen. Aus dem Nachfrageüberhang nach Randsteinstellplätzen resultiert dort eine Auslastung von nahezu 100 %³. Eine Bedarfsschätzung, die sich an dem Vorgehen

-
- 1 Für die durchschnittliche Auslastung der innerstädtischen Parkanlagen an einem Werktag wurde in Münster nur ein Wert von 63,8 % ermittelt. Vgl. Stadt Münster; Parken..., a.a.O., Anhang Blatt 2a.
 - 2 Diesbezüglich ist die Lage in der Innenstadt von Münster kein Sonderfall. Diskrepanzen auf dem Parkplatzmarkt - einerseits die mangelnde Auslastung der straßenfernen Abstellflächen, andererseits eine erhebliche Überbelegung des öffentlichen Straßenraums - sind für die Zentren von Großstädten in westlichen Ländern der Regelfall. Vgl. Hottenstein, H.; Das Parkierungsproblem in ökonomischer Sicht, Diss. Zürich 1968, insbesondere S. 36 ff.
 - 3 Zur Erhebung des Belegungszustandes von Randsteinstellplätzen wurden Bereiche des öffentlichen Straßenraums der Innenstadt von Münster an einem Werktag (30. 11. 76) zur Mittagszeit vom Verfasser abgewandert. Dabei wurden von etwa 200 gebührenfreien Stellplätzen nur 4 - also 2 % - unbesetzt angetroffen, von rund 100 Parkuhren waren 10 (10 %) unbesetzt.

üblicher Parkraumuntersuchungen orientiert, kann daher mit der extrem hohen Belegung der Parkstände zwar die Tatsache der Übernachtfrage, nicht aber ihre Größenordnung feststellen, denn das volle Ausmaß des Parkbedürfnisses kann sich wegen Stellplatzmangels im ruhenden Verkehr gar nicht niederschlagen.

Auf die in der vorliegenden Untersuchung verwendete Untersuchungsmethode wird noch einzugehen sein. Zunächst sei noch eine weitere Art herkömmlicher Untersuchungen angesprochen: *Fahrtzielbefragungen* im fließenden Verkehr. Es wird sich zeigen, daß auch sie Berührungspunkte mit der vorliegenden Untersuchung haben. Abstellgelegenheiten werden nämlich erfahrungsgemäß nur in unmittelbarer Nähe des Fahrtzieles gesucht¹, sodaß die räumlichen Verteilungen weitgehend übereinstimmen müßten; d. h. beispielsweise, daß sich räumliche Schwerpunkte der Fahrtziele in entsprechenden für das Aufkommen von Parkwünschen niederschlagen und umgekehrt - eine Hypothese, die später noch empirisch aufzugreifen sein wird².

Die Erhebungsdaten der vorliegenden Untersuchung beruhen - dies wurde bereits angesprochen - ausschließlich auf Beobachtungen des Verkehrsgeschehens. *Das empirische Vorgehen* ist einfach zu beschreiben. Der fließende Verkehr wird beobachtet, sofern sich im Straßenraum gerade eine Stellgelegenheit anbietet. Die vorbeifahrenden Autofahrer sind dann "de facto" vor die Frage gestellt, ob sie sich gerade auf Parkplatzsuche befinden. Trifft dies zu, werden sie die Parkmöglichkeit wahrnehmen, andernfalls fahren sie weiter. So wird die Frage nach dem Parkbedürfnis von jedem Verkehrsteilnehmer durch seine Entscheidung - Parken oder Weiterfahren - sichtbar beantwortet.

1 Vgl. die Ausführungen unter 2.3, insbesondere S. 12 f. Als Fahrtziel ist der in der Regel nur zu Fuß erreichbare Ort zu verstehen, an dem der Autofahrer den Zweck der Fahrt erledigt.

2 Vgl. unter 4.3, insbesondere S. 103 f. und die Überlegungen unter 4.5.1.3.

Die Beobachtung wurde als Erhebungsmethode gewählt, weil sie gegenüber der Befragung für den vorliegenden Untersuchungsgegenstand eine Reihe von Vorteilen aufweist. Zum einen ist auf erhebungstechnische Probleme einer Befragung im Verkehrsstrom hinzuweisen. Zum anderen entfallen dabei weitere Schwierigkeiten, die mit Befragungen allgemein verbunden sind. So ist ein Beobachter im Gegensatz zum Befrager nicht auf die Auskunftsbereitschaft der Untersuchungspersonen angewiesen. Er braucht auch nicht zu befürchten, daß die Erhebungsdaten bewußt verfälscht werden könnten, eine Sorge, die gerade im Zusammenhang mit Befragungen nach den Verkehrswünschen ihre Berechtigung zu haben scheint¹.

Das *Untersuchungsziel* sei nochmals kurz zusammengefaßt. Durch die beschriebene Art von Beobachtungen sollen der Anteil und das Aufkommen der Parkwünsche im innerstädtischen Autoverkehr in Münster quantifiziert werden. Angesichts möglicher Effekte (insbesondere Tagessaison) und räumlicher Unterschiede sowie Einflüsse, die von verschiedenen Arten von Stellgelegenheiten ausgehen, stellt sich die Aufgabe, diesen Einflußfaktoren in entsprechend differenzierten Untersuchungen nachzugehen. Wie die Erhebungen hierfür angelegt wurden, wird unter 2.4 noch im einzelnen erläutert².

1 So zeigte sich z. B. bei Untersuchungen zum Bedarf an Parkplätzen in zwei englischen Großstädten in dem Vergleich zwischen den Ergebnissen von diesbezüglichen Befragungen einerseits und den Beobachtungen des tatsächlichen Abstellverhaltens auf der anderen Seite, daß der persönliche Bedarf an Abstellstunden in den Fragebögen etwa um das zwei- bis vierfache übertrieben wurde. Vgl. Roth, G.J. und W.B. Reddaway, *Parking Space for Cars. Assessing the Demand*, Cambridge 1965, insbesondere S. 53.

2 Vgl. S. 17 ff.

2.3 Überlegungen zur Durchführung der Untersuchung - die Bestimmungsgründe für das Vorliegen von Park- wünschen

In diesem Abschnitt sind einige Überlegungen vorzutragen, die die Situation, in der die Verkehrsteilnehmer beobachtet werden, aus deren Sicht beleuchten. Sie können angesichts der Abstellgelegenheit zwischen den Alternativen Parken und Weiterfahren wählen. Es erscheint angebracht, kurz die Bestimmungsgründe anzuführen, die bei dem einzelnen Verkehrsteilnehmer für die eine oder andere Entscheidung maßgeblich sind. Damit erhält man einen Interpretationsrahmen für den Anteil und das Aufkommen der Parkwünsche, innerhalb dessen sich a priori einige Schlußfolgerungen für die Durchführung der Erhebungen ergeben.

Empirische Untersuchungen zum Personenverkehr gehen i.d.R. zumindest implizit von der Annahme eines rationalen Verhaltens der Verkehrsteilnehmer aus; d. h., es wird unterstellt, daß sich eine Person mit einem bestimmten Verkehrswunsch unter den Verkehrsmöglichkeiten - vorausgesetzt es liegen Alternativen vor - für diejenige entscheidet, die nach subjektiven Kriterien am günstigsten beurteilt wird¹.

Eine entsprechende Annahme ist auch für die *Wahlhandlung* zu treffen, die den Gegenstand der in dieser Arbeit durchgeführten Erhebungen darstellt. Ein Verkehrsteilnehmer entscheidet sich demnach immer dann für eine Abstellgelegenheit, wenn er dies für günstiger hält als weiterzufahren und umgekehrt². Als wichtigste Bewertungskriterien, die die Wahlhandlung bestimmen, sind zum einen die sogenannten "*out-of-pocket*"-Kosten anzuführen, die mit

1 Dies gilt für Modelle der Verkehrsmittel- und Routenwahl gleichermaßen.

2 Inwieweit diese Wahlhandlung bewußt geschieht, soll hier nicht diskutiert werden.

den Alternativen verbunden sind¹. Zum anderen spielen die jeweiligen *Zeitkosten* in die Entscheidung hinein.

Die mit der *Annahme* einer Abstellgelegenheit verbundenen Kosten sind von den Verkehrsteilnehmern recht genau überschaubar. Die Zeitkosten werden dabei durch die Länge des Fußweges bis zum Fahrtziel determiniert. Als "out-of-pocket"-Kosten treten je nach Art des Stellplatzes etwaige Parkgebühren oder für den Fall eines ordnungswidrigen Abstellens mögliche Bußgelder hinzu.

Im Fall der *Weiterfahrt* sind den für die Annahme einer Stellgelegenheit aufgeführten Kosten (Fußweg, etwaige Parkgebühren und/oder Bußgelder) weitere hinzuzufügen, die mit einer verlängerten Benutzung des Fahrzeugs entstehen, also Zeitkosten und auch "out-of-pocket"-Kosten (z. B. für zusätzlich verbrauchtes Benzin). Die Höhe der dabei letztlich entstehenden Kosten läßt sich i.d.R. weniger genau voraussehen als bei Annahme einer vorliegenden Abstellgelegenheit; denn sie ist in starkem Maße von der Verkehrslage abhängig. Dies betrifft nicht zuletzt die Frage, inwieweit andernorts mit dem Vorliegen von Abstellmöglichkeiten einer gewünschten Art zu rechnen ist².

Da das Verkehrsgeschehen aber - wie noch dargelegt wird - durch eine werktäglich wiederkehrende stabile Saison gekennzeichnet ist³, kann aber davon ausgegangen werden,

1 Zum Terminus "out-of-pocket"-Kosten in dem hier verwendeten Kontext vgl. z. B. Ellis, R.H. und P.R. Rassam; Structuring a Systems Analysis of Parking. Highway Research Record 317, Washington 1970, S. 1 ff., hier S. 6. In den weiteren Ausführungen wird dieser Begriff noch konkretisiert.

2 Hiervon sind die Verkehrsteilnehmer natürlich nicht betroffen, die einen "sicheren" privaten Abstellplatz ansteuern.

3 Zur Stabilität des täglichen Verkehrsablaufs vgl. unter 2.4.1.

daß es den Verkehrsteilnehmern möglich ist, auf der Grundlage diesbezüglicher Erfahrungen in der Vergangenheit die mit einer Weiterfahrt entstehenden Kosten tendenziell richtig vorwegzunehmen.

Es soll im einzelnen weder zur Debatte stehen, in welcher Gewichtung die angeführten Kostenkomponenten in die Entscheidung der Verkehrsteilnehmer eingehen, noch in welchem Ausmaß hier intersubjektive Unterschiede in den Präferenzordnungen bestehen¹. Doch kommt einem der Kostenbestandteile ein besonders großer *Einfluß* auf die Entscheidung für oder gegen die Annahme einer Abstellgelegenheit zu: *der Zeit oder Länge des Fußweges* zum Fahrtziel. Diesem Sachverhalt wird daher besondere Beachtung geschenkt.

Empirische Untersuchungen haben ergeben, daß nur die wenigsten Autofahrer einen Abstellplatz annehmen, der mehr als 300 m vom Fahrtziel entfernt ist² und für Münster wurde sogar festgestellt, daß gewöhnlich keine Fußwege über 200 m Länge akzeptiert werden³. Generell gilt, daß die Autofahrer in großen Städten längere Fußwege in Kauf nehmen als in kleinen⁴; denn mit der Stadtgröße nimmt auch die Knappheit von Stellplätzen tendenziell zu. Ein Verkehrsteilnehmer wird dann einen freien Stellplatz in größerer Entfernung zum Fahrtziel schon deshalb häufig annehmen, weil er nicht damit rechnen kann, näher am Ziel einen weiteren zu finden.

1 Zur Gewichtung des Zeitaufwands im Verkehr vgl. z. B. Mc Gillivray, R.G.; Transportstation Research 6 (1972), S. 309 ff. sowie Quarmby, D. A.; a.a.O., hier insbesondere S. 280 f.

2 Vgl. Hottenstein, H.; a.a.O., S. 29 f.

3 Stadt Münster; Gesamtverkehrsplan 1974 Münster, Münster o. J., S. 34. Im folgenden zitiert als: Stadt Münster, GVP 1974.

4 Vgl. Hottenstein, H.; a.a.O., S. 30.

Die für Münster genannte Obergrenze von 200 m für die üblichen Fußwege steht zunächst in Widerspruch zu der in diesem Kapitel eingangs skizzierten Stellplatzsituation. Es scheint angesichts der Seltenheit freier Stellplätze im öffentlichen Straßenraum kaum vorstellbar, wie es den Verkehrsteilnehmern möglich sein sollte, so fahrtzielgünstig zu parken. Dabei ist aber neben dem Stellflächenangebot auf den großen, zentral gelegenen Parkanlagen insbesondere zu berücksichtigen, daß Fahrtzielnähe durch vorschriftswidriges Parken eingehandelt werden kann; eine Möglichkeit, von der in Münster offensichtlich häufig Gebrauch gemacht wird¹.

Für die Situation, in der die Verkehrsteilnehmer beobachtet werden, kann als wichtigstes Entscheidungskriterium die *Fußwegentfernung* zum Fahrtziel festgehalten werden. Im folgenden wird zu diskutieren sein, welche Schlußfolgerungen sich hieraus für den Untersuchungsgegenstand ziehen lassen. Sind vielleicht *a priori* - also ohne empirische Prüfung - *Rückschlüsse* auf die Wirksamkeit von standortspezifischen Faktoren, Saisoneinflüssen oder Effekten unterschiedlicher Arten von Stellgelegenheiten bei Anteil und Aufkommen des Parkraumsuchverkehrs möglich?

Auch wenn hiermit ein Problem angesprochen ist, das letztlich einer *empirischen Klärung* bedarf, sollen zunächst einige theoretische Überlegungen vorangestellt werden. Dabei steht zuerst die Wirksamkeit von Standorteffekten zur Diskussion, anschließend etwaige von der Tageszeit ausgehende Einflüsse und zuletzt der Einfluß der Stellplatzart. Die Betrachtung erfolgt jeweils

¹ Dies zeigten auch für die vorliegende Untersuchung durchgeführte Erhebungen an Stellgelegenheiten im eingeschränkten Halteverbot. Vgl. die empirischen Ergebnisse unter 4.4, insbesondere S. 110 ff.

ceteris paribus: wird der Standorteffekt angesprochen, so sind Tageszeit und Stellplatzart als konstant vorgegeben zu betrachten usw.

Zum Einfluß des *Standortes*:

Angenommen, die Fahrtziele der Verkehrsteilnehmer sind räumlich gleichmäßig über das Untersuchungsgebiet verteilt. Dann liegt es nach den vorgetragenen Überlegungen nahe, davon auszugehen, daß das *Aufkommen* der Parkraumsucher je nach Standort nur geringfügig variiert. Treten aber in den Erhebungen große Differenzen auf, so zeigen sie demnach Unterschiede der räumlichen Konzentration von Fahrtzielen an¹.

Für den *Anteil* der Parkraumsucher am Gesamtverkehr sind standortbedingte Unterschiede zu erwarten, denn die Ergebnisse von empirischen Untersuchungen zur Routenwahl zeigen, daß je nach Streckenabschnitt ein ungleicher Anteil des fließenden Verkehrs auf den Durchgangsverkehr entfällt. Das bedeutet, daß die Verteilungen von Fahrtzielentfernungen bei den Verkehrsteilnehmern und mithin auch die Anteile der Parkraumsucher jeweils unterschied-

1 Neben der Fahrtzielverteilung sind in diesem Zusammenhang auch das Straßennetz bzw. die Maschenweite des Straßennetzes in der Nähe des Standortes sowie seine Entfernung zu den nächstgelegenen großen Parkanlagen zu berücksichtigen.

Je enger die Maschenweite des Straßennetzes ist, um so stärker kann sich der Verkehr mit Fahrtziel in der Umgebung des Standortes auf umliegende Straßen verteilen, d. h. um so geringer wird das beobachtete Aufkommen des Parkbedürfnisses ausfallen.

Was die zweite Überlegung anbetrifft: Es ist einleuchtend, daß sich unmittelbar vor einer großen Abstellanlage die Autofahrer konzentrieren, die sich auf der Fahrt dorthin befinden. D. h., von den großen Parkanlagen werden Autofahrer mit Parkwunsch "angesaugt".

lich sind. So ist z. B. mit hohen Anteilswerten im fließenden Verkehr in Sackgassen zu rechnen, und auch auf anderen Streckenabschnitten wird i.d.R. ein relativ hoher Anteil vorliegen, sofern sie als Bestandteile von Fahrttrouten nur für die Verkehrsteilnehmer von Interesse sind, deren Fahrtquellen oder -ziele in unmittelbarer Nähe liegen.

Zum Einfluß der *Tageszeit*:

Angenommen, die Anzahl von Fahrtzielen im Untersuchungsgebiet weise keinerlei Tagessaison auf. Dann ist auch für das *Aufkommen* an Parkraumsuchern mit starken tageszeitlichen Unterschieden nicht zu rechnen. Die zeitliche Entwicklung des Aufkommens ist von der Saison der Verteilung der Fahrtziele abhängig zu sehen. Ähnlich gilt diese Abhängigkeit offensichtlich auch für Saisonschwankungen bei dem *Anteil* des Parkraumsuchverkehrs.

Ein Beispiel für tageszeitlich auftretende extreme räumliche Verlagerungen der Fahrtzielverteilung im innerstädtischen Verkehr sind die werktäglichen Verkehrsaufkommensspitzen, die vornehmlich auf Berufsfahrten zurückzuführen sind. Morgens befinden sich die Verkehrsteilnehmer überwiegend auf der Fahrt stadteinwärts zu ihrer Arbeitsstätte. In der abendlichen Spitzenstunde verläuft der Strom des Berufsverkehrs dagegen in der umgekehrten Richtung¹. Es liegt daher nahe, daß Anteil und Aufkommen der Parkraumsucher in der Innenstadt im morgendlichen Verkehrsstrom höher ausfallen als zur Zeit der Abendspitze.

1 Zahlen lassen sich für die abendliche Verkehrsspitze in Münster angeben. Der werktägliche Quellverkehr aus der Innenstadt zwischen 16.30 und 17.30 Uhr übersteigt den Zielverkehr um das 1,4-fache. Vgl. Stadt Münster; GVP 1974, a.a.O., Anlage 21.

Zum Einfluß der *Stellplatzart*:

Es ist unmittelbar plausibel, daß die Verkehrsteilnehmer eine Stellgelegenheit *ceteris paribus* am ehesten wahrnehmen, wenn es sich um eine gebührenfreie handelt und lieber an einer Uhr parken als im eingeschränkten Halteverbot. Davon sind *Anteil* und *Aufkommen* der Parkraumsucher natürlich gleichermaßen betroffen.

Je nach beabsichtigter Parkdauer dürften die verschiedenen Arten von Stellgelegenheiten allerdings recht unterschiedlich beurteilt werden. Wird eine Abstellgelegenheit nur kurzfristig benötigt, so sind alle betrachteten Arten als nahezu gleich günstig anzusehen. Der bei Benutzung eines Uhreneinstellplatzes zu entrichtende "Parkgroschen" beeinflusst die Wahlhandlung dann ebensowenig wie das im Fall ordnungswidrigen Abstellens einzukalkulierende Bußgeldrisiko. Dauerparker werden dagegen stärker darauf bedacht sein, die Parkvorschriften einzuhalten und eher auf die Wahrnehmung von Stellgelegenheiten an der Uhr oder im Halteverbot verzichten. Die Wirksamkeit des Einflusses der Parkplatzart hängt demzufolge insbesondere von der Verteilung der (beabsichtigten) Parkdauer ab.

In diesem Abschnitt wurden die wichtigsten Bestimmungsgründe für Vor- oder Nichtvorliegen von Parkwünschen - insbesondere die Entfernung zum Fahrtziel bzw. die Fußweglänge - herausgestellt. Damit ließ sich die Frage nach räumlichen und tageszeitlichen Einflüssen auf Anteil und Aufkommen der Parkwünsche allerdings nur verlagern; denn bestehen - so kann an dieser Stelle vereinfachend zusammengefaßt werden - räumlich/tageszeitliche Unterschiede in der Fahrtzielverteilung, so schlagen sie sich entsprechend in der Parkwunschverteilung nieder. Ebensowenig a priori abschätzbar ist der von der Parkdauerverteilung abhängige Einfluß der Stellplatzart.

Die Frage nach der Wirksamkeit der angesprochenen Effekte bleibt damit den empirischen Untersuchungen, deren Ergebnisse im 4. Kapitel diskutiert werden, vorbehalten.

2.4 Beschreibung der durchgeführten Erhebungen

2.4.1 Zeitliche Verteilung der Erhebungen

Mit der zeitlichen Verteilung der Erhebungen wurde versucht, mögliche zeitliche Effekte auf den Untersuchungsgegenstand, das Parkbedürfnis, zu erfassen. Daß dies ein schwieriges Problem ist, lassen empirische Untersuchungen von Verkehrsströmen erkennen. Begriffe wie Jahres-, Wochen- und Tagesganglinie des Verkehrsaufkommens deuten auf die Komplexität des zeitlichen Einflusses auf das Verkehrsgeschehen hin. Die vorliegende Arbeit mußte sich hier Beschränkungen auferlegen; die Erhebungen fanden - wie noch erläutert wird - zu einer hinsichtlich des Verkehrsgeschehens als "normal" zu bezeichnenden Jahreszeit an bestimmten Werktagen statt, sodaß vornehmlich die *Saisonfigur im Tagesverlauf* weitere Beachtung verdient.

Für das *Verkehrsaufkommen* zumindest ist - wenn auch durch Wochen- und Jahressaison überlagert - ein relativ stabiles werktägliches Verlaufsmuster festzustellen¹. Es muß angenommen werden, daß diese gute zwischentägliche Übereinstimmung nicht nur das Verkehrsaufkommen, sondern gleichermaßen auch den Anteil und damit ebenfalls das Aufkom-

¹ Zur Frage der Stabilität der täglichen Verkehrsaufkommensentwicklung vgl. z. B. Prigge, E.; a.a.O., S. 26 ff. sowie die dort aufgeführte Literatur.

men des *Parkbedürfnisses* betrifft¹.

Als offensichtliche Sondereinflüsse, die in der längerfristigen Betrachtung die Vergleichbarkeit zwischen Werktagen infragestellen, ist der mit der Sommerreisezeit während der Schulferien zu verbindende Einfluß zu nennen². In Münster dürfte das Verkehrsgeschehen in der Innenstadt zudem in starkem Maße auch von dem Vorlesungszyklus an den Hochschulen bestimmt werden.

Die *Erhebungen* wurden während der Zeit vom 26. 5. bis zum 5. 7. 1977 durchgeführt. Sie liegen also zeitlich *vor der Reisewelle*, die mit dem Beginn der Schul-Sommerferien einsetzt. Zudem herrschte zur Zeit der Beobachtungen an der Universität *normaler Vorlesungsbetrieb*³. Zur *Ausschaltung der Wochensaison* wurden für die Erhebungen mit *Dienstag* und *Donnerstag* die Werktage ausgewählt, an denen das Verkehrsgeschehen in der Innenstadt gut vergleichbar ist. Für Montag und Freitag kann aufgrund ihrer Wochenendnachbarschaft eine besondere Verkehrsentwicklung nicht ausgeschlossen werden. Mittwöchlichen Erhebungen wäre ein etwaiger Einfluß der vormittäglichen Marktveranstaltung auf dem Domplatz entgegenzuhalten. Zum einen geht hiervon ein Einfluß auf die Verkehrswünsche (Fahrtziele) aus. Zum anderen entfällt mit dem Domplatz eine öffentliche Parkanlage im Untersuchungsgebiet⁴.

1 Fahrverhalten und Abstellverhalten sind komplementär. Die Stabilität des Verkehrsaufkommens in den Abschnitten des Streckennetzes ist als Folge der Stabilität von Fahrtquellen und Fahrtzielverteilung aufzufassen. D.h., die Verkehrswünsche wiederholen sich von Tag zu Tag in ähnlicher Weise und werden auch in ähnlicher Weise (Wahl der Verkehrsmittel, Routenwahl) abgewickelt. Für die Einzelperson wird diese Regelmäßigkeit - abgesehen vom Berufsverkehr - zwar nicht zutreffen; es geht aber um die Charakterisierung des Verkehrsgeschehens als Durchschnittsverhalten.

2 Leibbrand, K.; a.a.O., S. 161 ff., insbesondere S. 167.

3 Während der Pfingstferien des Vorlesungsbetriebs, vom 31. 5. bis 3. 6., fanden keine Erhebungen statt.

4 Zur räumlichen Orientierung vgl. Abb. A1, S. 151.

Die Beobachtungen verteilen sich über *acht Erhebungstage*¹, wobei in der vorliegenden Untersuchung davon ausgegangen wird, daß das Verkehrsgeschehen an allen Tagen als *gleichartig* angesehen werden kann. Es mag zwar bestimmte weitere Sondereinflüsse, wie z. B. durch das Wetter, den Kalendertag im Monat usw. geben, die der obigen Annahme entgegenzuhalten wären; sie sollen hier aber nicht weiter zur Debatte stehen. Vielmehr wird unterstellt, daß mit der Festlegung von Zeitraum und Wochentagen der Erhebungen (Dienstage und Donnerstage außerhalb der Schulferien und der vorlesungsfreien Zeit) offensichtliche Sondereinflüsse, die zu Unterschieden zwischen den Beobachtungstagen führen könnten, ausgeschlossen wurden. Das beobachtete Verkehrsgeschehen an jedem der acht Erhebungstage soll demnach gleichermaßen als repräsentativ für das Verkehrsgeschehen an Dienstagen und Donnerstagen außerhalb der Ferien- und vorlesungsfreien Zeit angesehen werden.

Dabei ist eine Einschränkung angebracht. Im Zeitraum der Erhebungen wurde der Sommersend abgehalten, eine Veranstaltung, die auf dem Hindenburgplatz, der größten Parkanlage in der Innenstadt Münsters, stattfindet. Gesonderte Aufmerksamkeit muß deshalb auf die Daten von drei Erhebungstagen verwendet werden, die hiervon betroffen sind². Dies gilt insbesondere für die Daten, die in unmittelbarer Nähe zu der Sendveranstaltung erhoben wurden³. Geringeren Einfluß kann man für die entfernter durchgeführten Beobachtungen erwarten; denn die räumliche Reichweite des Effekts auf den Parkraumsuchverkehr ist bei der festzustellenden geringen, von den Autofahrern akzeptierten Fußweglänge, als ziemlich begrenzt an-

1 Die Kalenderdaten der Erhebungstage: 26.5., 7./14./21./23./28./30.6 und 5.7.1977.

2 Es sind die Erhebungen vom 21./23. und 28.6.

3 Vgl. Abb. A1 und A2, S. 151 und 153.

zunehmen - eine Hypothese zunächst, deren empirische Überprüfung dem 4. Kapitel vorbehalten bleibt¹.

Die Beobachtungen fanden jeweils in der Tageszeit zwischen 8⁰⁰ und 17⁰⁰ Uhr statt. Sie setzen nach der Verkehrsaufkommensspitze des morgendlichen Berufsverkehrs ein, schließen aber die abendliche Verkehrsspitze ein. Die Einbeziehung der Abendspitze ist von Interesse, da eine Reihe von Untersuchungen von städtischer Seite für diesen Zeitraum vorliegen². Hierauf wird im 4. Kapitel noch verschiedentlich Bezug genommen.

2.4.2 Räumliche Verteilung der Erhebungen - die Auswahl von Beobachtungsstandorten

Mit den Erhebungen an mehreren Netzquerschnitten sollte eine Abschätzung der räumlich bedingten Unterschiede bei Anteil und Aufkommen der Parkwünsche ermöglicht werden. Hierfür war eine begrenzte Auswahl von Beobachtungsstandorten zu treffen.

Bei der Standortplanung waren zunächst folgende erhebungstechnischen Gesichtspunkte zu bedenken: Die Beobachtungen haben das Vorliegen freier Abstellgelegenheiten zur Voraussetzung und können demnach nur an Netzabschnitten stattfinden, an denen Parkstände angelegt sind. Weiter gilt natürlich, daß eine Beobachtung an einem Standort i.d.R. um so seltener durchgeführt werden kann, je geringer dort die Anzahl der Abstellplätze ist. Es empfahl sich daher, die Erhebungen auf Standorte zu verteilen, an denen eine Vielzahl von Stellplätzen zu beobachten sind.

¹ Vgl. die Ausführungen unter 4.3.

² Im Zusammenhang mit der Erstellung des Generalverkehrsplans 1974 wurden alle Befragungen in der Zeit von 16.30 - 17.30 Uhr durchgeführt. Weitere Befragungen von Verkehrsteilnehmern in der Innenstadt fanden von städtischer Seite für die Stunde 16.00 bis 17.00 Uhr statt. Vgl. Stadt Münster (Stadtplanungsamt); Innenstadt Münster, Verkehrsun- tersuchung, Münster 1977 (im folgenden zitiert als Stadt Münster, Innenstadt...), hier S. 3 f.

Es wurden schließlich sieben Standorte im Zentrum der Innenstadt Münsters ausgewählt. Ihre räumliche Verteilung ist Abbildung A2 zu entnehmen. Anordnung und Art der an den Standorten vorhandenen Stellgelegenheiten sind dort schematisch eingetragen¹. An fünf dieser Beobachtungsorte wird das Verkehrsgeschehen auf dem sogenannten *Parkring* direkt erfaßt, die weiteren gelten dem auf diesem Ring fließenden Richtungsverkehr.

Der Parkring ist im Zusammenhang mit aktuellen Verkehrsplanungen von besonderem Interesse. Hier laufen, sternförmig angeordnet, die Ein- und Ausfallstraßen innerhalb des Promenadenringes zusammen. Zudem stellt das dem Parkring angrenzende Gebiet einen räumlichen Schwerpunkt der Verkehrswünsche in Münster dar². Auch wurden im Zusammenhang mit einer beabsichtigten Erweiterung der Fußgängerbereiche, die insbesondere das derzeitige Straßensystem des Parkrings betrifft, neuerliche Untersuchungen zum Verkehrsgeschehen von seiten der Stadt durchgeführt³, und es wird sich als instruktiv erweisen, den eigenen Erhebungsergebnissen im 4. Kapitel die der städtischen Untersuchungen gegenüberzustellen⁴.

1 Vgl. Abb. A2, S. 153.

2 Die Fahrtziele sind in den Zählgebieten in räumlicher Nachbarschaft des Parkrings stark konzentriert. In Untersuchungen zum Generalverkehrsplan wurde z. B. für die Abendspitzenstunde ermittelt, daß das Gebiet innerhalb des Grüngürtels (Zählgebiete 1 - 8) unter den Fahrtzielen (Personenwagen) im Stadtgebiet überhaupt bei einem Flächenanteil von nur 2,4 % immerhin zu fast 20 % vertreten ist. Vgl. Stadt Münster; GVP 1974; a.a.O., die Anlagen 21 und 24. Zu den Zählgebietsgrenzen vgl. auch Abbildung A1, S. 151 dieser Arbeit.

3 Es fanden am 11. 5. 1976 Befragungen im fließenden Verkehr auf dem Parkring statt. Vgl. Stadt Münster; Innenstadt..., a.a.O..

4 Vgl. hierzu die Ausführungen unter 4.5.1.3.

An zwei Standorten (FRAUENSTRASSE und POTHENBURG) wurden - wie Abb. A2 zu entnehmen ist - unterschiedliche Arten von Stellgelegenheiten beobachtet. Dort läßt sich bei festgelegter Tageszeit der Einfluß der Stellplatzart isoliert erfassen¹.

Es handelt sich bei den ausgewählten Beobachtungsstandorten vornehmlich um Netzquerschnitte mit hohem Verkehrsaufkommen. Dadurch ist - dies zur Frage der räumlichen Repräsentativität der Erhebungen - gewährleistet, daß ein großer Teil des innerstädtischen fließenden Verkehrs erfaßt wird². Neben den soweit erläuterten Beobachtungen des Abstellverhaltens von Autofahrern an freien Stellgelegenheiten fanden an *zwei weiteren Tagen* noch *Stromzählungen* für das Verkehrsaufkommen statt, die dies bestätigen³. Wie im folgenden Kapitel ausgeführt wird, erlauben die Beobachtungen des Abstellverhaltens zunächst eine Schätzung nur für den Anteil von Parkraumsuchern im fließenden Verkehr. Eine Quantifizierung ihres *Aufkommens* - als dem Produkt von Anteilswert und Verkehrsaufkommen - machte derartige Zählungen an den ausgewählten Standorten zusätzlich erforderlich.

An dieser Stelle möchte ich dankend auf zahlreiche Studienkollegen und Freunde hinweisen, die mich bei den empirischen Arbeiten unterstützt haben. Ohne ihre Hilfsbereitschaft wäre die Untersuchung schwerlich möglich gewesen.⁴

1 Zum Ergebnis der empirischen Untersuchungen zum Einfluß der Stellplatzart vgl. unter 4.4, S. 106 ff.

2 Über den Parkring laufen mehrere innerstädtische Hauptverkehrsachsen. Vgl. hierzu S. 137 f.

3 Die Stromzählungen wurden am 8. und 13. 9. 77 durchgeführt. Zum Ergebnis vgl. Tab. A3, S. 162, sowie die Ausführungen auf S. 123 f.

4 Um für alle der ausgewählten Standorte ein verlässliches Erhebungsergebnis zu erzielen, wurde das Untersuchungsgebiet aufgeteilt und durch mehrere Personen gleichzeitig erfaßt.

3 Methodische Überlegungen zur statistischen Analyse der empirischen Erhebungen

3.1 Vorbemerkungen

In diesem Kapitel werden statistische Verfahren erläutert, die bei der Analyse der Daten Anwendung finden. Das Ziel der Untersuchung besteht ja darin, ausgehend von erhobenen Stichproben Aussagen (Schätzungen) über Anteil und Aufkommen des Parkbedürfnisses in der zuzuordnenden *Grundgesamtheit* des fließenden Verkehrs zu gewinnen.

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung treten statistisch-methodische Probleme vornehmlich im Zusammenhang mit der Anteilsschätzung auf; denn da hierbei - wie das 4. Kapitel zeigen wird - die Datenbasis recht klein ist¹, sind die "Unsicherheiten" aus dem Stichprobencharakter dieser Erhebungen nicht zu vernachlässigen. Eine *Schätzung des Aufkommens* von Parkwünschen kann dagegen im Anschluß an die Anteilsschätzung einfach vorgenommen werden, da der Ermittlung des Verkehrsaufkommens durch Querschnittszählungen keine erhebungstechnischen Probleme entgegenstehen. Die Ausführungen dieses Kapitels beschäftigen sich daher mit den statistisch-methodischen Problemen bei der Anteilsschätzung.

Empirische Grundlage der Untersuchung bilden Folgen von Verkehrsteilnehmern, wobelfür jeden einzelnen registriert wird, ob ein Parkbedürfnis vorliegt oder nicht. In statistischer Terminologie ist eine solche Folge von Elementen als Stichprobe aus einer noch näher zu spezifizierenden Grundgesamtheit und die interessierende Eigenschaft Parkbedürfnis als dichotome Zufallsvariable mit den Ausprägungen "ja" oder "nein" zu interpretieren.

¹ Vgl. insbesondere S. 92 ff. Dort wird ein Überblick über die Erhebungsdaten gegeben.

Liegt eine beobachtete Folge oder Stichprobe vor, so läßt sich für sie der Anteil von Parkraumsuchern sofort angeben. Einen solchen Stichprobenanteilstwert - offensichtlich wiederum eine Zufallsvariable - als Schätzwert für den Anteil in der zugehörigen Grundgesamtheit zu verwenden, erscheint naheliegend, und derart beobachtete Anteile werden auch im Vordergrund der statistischen Überlegungen in diesem Kapitel stehen.

Schlußfolgerungen von Beobachtungsdaten auf eine Grundgesamtheit setzen allerdings i. d. R. - und dies gilt auch im vorliegenden Fall - neben den Erhebungsdaten selbst auch Kenntnis über die Bedingungen ihrer Entnahme sowie Annahmen über die Grundgesamtheit - also ein entsprechendes Modell - voraus. Daher ist in Abschnitt 3.2 zunächst ein Modell für die Grundgesamtheit darzustellen, es ist der sogenannte Bernoulli-Prozeß. Anschließend erfolgt unter 3.3 die Erläuterung von Zufallsereignissen, die in Stichproben von Elementen aus Bernoulli-Prozessen zu beobachten sind. Dort wird sich zeigen, daß die für die vorliegende Untersuchung zu beobachtenden Zufallsereignisse - d. h. konkret: die Anteilswerte der Parkraumsucher in den Stichproben - durch bekannte mathematische Verteilungen beschrieben werden können; je nach dem verwendeten Entnahmeverfahren sind es die Binomial- oder die Pascalverteilung.

Die weiteren Abschnitte dieses Kapitels geben eine Darstellung des inferenzstatistischen Instrumentariums zur Auswertung von binomial- und pascalverteilten Zufallsereignissen. Verfahren der Punkt- und Intervallschätzung werden unter 3.4 diskutiert; unter 3.5 werden anschließend Testmethoden erläutert.

Im 2. Kapitel wurde darauf hingewiesen, daß für Anteil und Aufkommen von Parkraumsuchern Konstanz z. B. bei unterschiedlichen Beobachtungsstandorten oder je nach Tageszeit a priori nicht vorausgesetzt werden kann. Diese Frage muß vielmehr empirisch untersucht werden. Dabei werden die in Abschnitt 3.5 dargestellten Signifikanztests auf das empirische Datenmaterial anzuwenden sein.

Abschließend erfolgt im dritten Kapitel unter 3.6 eine Diskussion sogenannter "Randomisierungsverfahren", durch die sich bisweilen die Genauigkeit von Schätzintervallen und die Macht von Tests tendenziell vergrößern lassen.

3.2 Der Bernoulli-Prozeß als Modell für die Abfolge von Parkraumsuchern im fließenden Verkehr

Es wurde unter 3.1 bereits angesprochen, daß mit dem Parkbedürfnis eines Verkehrsteilnehmers eine Zufallsvariable beobachtet wird, die zwei Ausprägungen besitzt: Vorliegen oder Nichtvorliegen eines Parkbedürfnisses. Es sei angenommen, daß bei jedem Verkehrsteilnehmer eine gleiche Wahrscheinlichkeit von θ dem Vorliegen eines Parkbedürfnisses und von $1 - \theta$ dem komplementären Ereignis zukommt¹. Auch soll zwischen den Ausprägungen der einanderfolgenden Verkehrsteilnehmer *Unabhängigkeit* bestehen.

Die Zufallsvariable *Vorliegen bzw. Nichtvorliegen eines Parkwunsches* ist dann als *Bernoulli-ZV* und ihre Beobachtung als *Bernoulli-Versuch* anzusehen, und eine Stichprobe, der die Beobachtung mehrerer aufeinanderfolgender Verkehrsteilnehmer zugrundeliegt, beruht auf einer Folge von *Bernoulli-Ver-*

¹ Im weiteren werden anstelle von "Zufallsvariable" und "Wahrscheinlichkeit" die Abkürzungen "ZV" und "W" verwendet.

suchen oder einem *Bernoulli-Prozeß*¹. Auch der fließende Verkehr selbst - als die Grundgesamtheit, aus der die Stichproben gezogen werden - ist dann hinsichtlich der Abfolge der Ausprägungen der ZV Parkbedürfnis als Bernoulli-Prozeß zu kennzeichnen.

Die weitere Darstellung wird vereinfacht, wenn von dem konkreten Anwendungsbezug abstrahiert und eine kürzere Symbolik eingeführt wird. Unter Verwendung des Index j für Element j wird die ZV *Parkbedürfnis bei Verkehrsteilnehmer j* kurz P_j geschrieben. Den Ausprägungen P_j wird der Wert 1 zugeordnet, wenn ein Parkbedürfnis vorliegt, andernfalls der Wert 0. Für eine Grundgesamtheit von J Elementen ($j = 1, \dots, J$) gilt entsprechend:

$$\begin{aligned} W(P_j = 1) &= \theta \\ W(P_j = 0) &= 1 - \theta \end{aligned} \quad (3.1)$$

Der Bernoulli-Prozeß impliziert Konstanz des Parameters θ für alle Elemente, ist also ein Modell für einen *stationären Prozeß*. Nun wurde auf mögliche tageszeitliche, standortspezifische oder durch unterschiedliche Stellplatzarten bedingte Anteilsdifferenzen hingewiesen.

Zur Berücksichtigung solcher Einflußfaktoren müßte anstelle von (3.1) unter Verwendung von Indizes t, r, k zur Kennzeichnung von Tageszeit, Standort und Stellplatzart genauer geschrieben werden:

$$\begin{aligned} W(P_j = 1) &= \theta_{trk} \\ W(P_j = 0) &= 1 - \theta_{trk} \end{aligned} \quad (3.2)$$

¹ Zur Definition von Bernoulli-Versuch und Bernoulli-Prozeß vgl. z. B. Goldberg, S.; Die Wahrscheinlichkeit. Eine Einführung in Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistik, 3. Auflage, Braunschweig 1973, S. 259 ff. Gegenstand eines Bernoulli-Versuchs ist eine Bernoulli-ZV. Vgl. hierzu Rohatgi, V.K.; An Introduction to Probability Theory and Mathematical Statistics, New York usw. 1976, S. 182.

Im Rahmen dieser Arbeit wird davon ausgegangen, daß sich der tageszeitliche Einfluß auf den Prozeß in einer *beharrlichen* Entwicklung äußert, ähnlich wie dies auch für das Verkehrsaufkommen mit einem allmählichen Anstieg und Abschwung des Fahrzeugstroms vor und nach den täglichen Aufkommensspitzen zu beobachten ist. Dann läßt sich der Prozeß innerhalb nicht zu groß gewählter Zeiträume durch ein *stationäres Modell* zumindest *approximieren*, und man hätte beispielsweise bei T Zeiträumen, R Standorten und K alternativen Stellplatzarten an jedem Standort entsprechend von $T \cdot R \cdot K$ durch differierende Parameter Θ_{trk} gekennzeichneten Bernoulli-Prozessen auszugehen.

Letztlich ist die Frage nach der relativen Stabilität des Prozesses bzw. der nach (3.2) erforderlichen Disaggregation des Verkehrsprozesses in Grundgesamtheiten unterschiedlicher Prozeßparameter nur empirisch zu entscheiden. Sie wird an späterer Stelle noch anzusprechen sein, wenn die Erhebungsdaten zu der vorliegenden Untersuchung analysiert werden¹.

Das disaggregierte Bernoulli-Modell nach (3.2) ist zunächst eine Hypothese, unter der sich aus den Erhebungsdaten Schlußfolgerungen für die Θ_{trk} ziehen lassen. Neben der Realitätsnähe dieser Modellvorstellung sind daher auch die Folgen seiner Nichterfüllung für die statistischen Schlüsse bei der Einschätzung seiner empirischen Nützlichkeit von Bedeutung. Diesbezüglich darf auf spätere Überlegungen verwiesen werden². Im folgenden wird von der Gültigkeit des

1 Vgl. hierzu insbesondere S. 94 ff. und 117 ff.

2 Zu Überlegungen zur empirischen Einschätzung der Modellprämissen vgl. die Überlegungen unter 4.6.

Modells ausgegangen. Auf die Indizierung von θ soll dabei aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichtet werden. Die Ausführungen gelten unabhängig vom jeweiligen Wert von θ_{trk} in gleicher Weise. In der Literatur werden die Ausprägungen einer Bernoulli-ZV häufig als *Erfolge* und *Mißerfolge* bezeichnet¹. Dieser Konvention soll bisweilen gefolgt werden. Viele Überlegungen lassen sich sprachlich besser fassen, wenn es anstelle von $P_j = 1$ und $P_j = 0$ Erfolg und Mißerfolg bei Element j heißt.

3.3 Binomial- und pascalverteilte Zufallsvariablen in Erhebungen aus Bernoulli-Prozessen

3.3.1 Eine graphische Darstellung von Elementarereignissen in Bernoulli-Prozessen

In der vorliegenden Untersuchung stellen Zutreffen oder Nichtzutreffen eines Parkwunsches bei den einzelnen Verkehrsteilnehmern beobachtbare *Elementarereignisse* dar. Der Bernoulli-Prozeß läßt sich als Folge von Elementarereignissen schematisch in der Form des *Ereignisgitters*² von Abbildung 3.1 (s. S. 29) darstellen. Ein solches Gitter erhält man, wenn der Umfang n einer Folge von Elementarereignissen von $n = 1$ ausgehend sukzessive vergrößert und jedem Wert von n der Wertebereich für die Anzahl von Parkraumsuchern - im folgenden als Anzahl von Erfolgen bezeichnet und durch x symbolisiert - zugeordnet wird. Es gilt natürlich $x = 0, 1, \dots, n$ für alle n ; denn x muß

1 Vgl. z. B. Hays, W.L.; *Statistics for the Social Sciences*, 2. Auflage, London usw. 1973, S. 179.

2 In der englischsprachigen Literatur findet sich hierfür der Terminus "grid". Vgl. Kendall, M.G. und A. Stuart; *The Advanced Theory of Statistics*, Bd. 2, 3. Auflage, London 1973, S. 615. Dort wird ein vergleichbares Schema gegeben.

nichtnegativ und ganzzahlig sein und kann den Umfang der Sequenz nicht übersteigen¹.

Die Gitterpunkte $G(n, x)$ aus dieser Zuordnung sind eine Abbildung der insgesamt möglichen Ereignisse für x bei unterschiedlichen Umfängen $n = 1, 2, \dots$ ². So kennzeichnet z. B. $G(3, 2)$ in Abb. 3.1 eine Sequenz von 3 Elementarereignissen mit zwei Erfolgen. Die Verbindungslinien zwischen den Punkten $G(n, x)$ und $G(n+1, x)$ bzw. $G(n+1, x+1)$ - waagerecht oder diagonal aufwärts gerichtet - deuten an, daß jedes Elementarereignis Erfolg oder Mißerfolg sein kann.

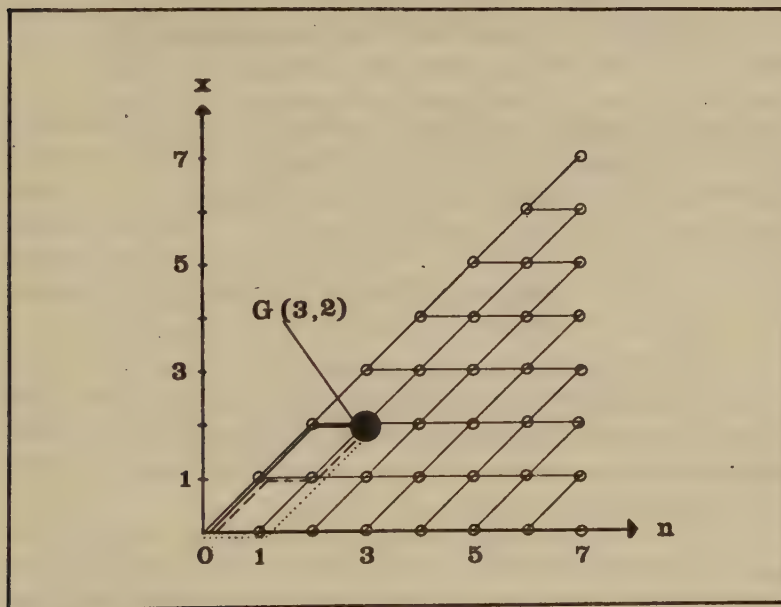


Abb. 3.1: Das Ereignisgitter als graphisches Schema für den Bernoulli-Prozeß

1 Der Wertebereich $x = 0, 1, \dots, n$ hat für beliebiges θ , $0 < \theta < 1$, Gültigkeit nicht aber für die beiden Extremwerte $\theta = 0$ und $\theta = 1$. Da diese Extremwerte von geringer praktischer Bedeutung sind, wird - sofern nichts anderes gesagt ist - im weiteren hiervon abgesehen.

2 Das Schema in Abb. 3.1 umfaßt den möglichen Prozeßverlauf bis zum n -ten Elementarereignis, für $n = 7$.

Wenn mit dem Prozeßparameter θ die Eintrittswahrscheinlichkeiten für Erfolg und Mißerfolg bei den Elementarereignissen gegeben sind, lassen sich auch für jedes Ereignis $G(n, x)$ Eintrittswahrscheinlichkeiten angeben. $G(n, x)$ bedeutet, daß eine Sequenz von n Elementen x Erfolge und $n - x$ Mißerfolge enthält, dabei ist ihre Reihenfolge beliebig.

Die Wahrscheinlichkeit, daß $G(n, x)$ als Resultat von Elementarereignissen vorgegebener Ausprägungen eintritt - also ein festgelegter Weg im Gitter eingehalten wird - ist gleich dem Produkt der Wahrscheinlichkeiten der in $G(n, x)$ enthaltenen unabhängigen Elementarereignisse: $\theta^x (1-\theta)^{n-x}$. Die Anzahl verschiedener Kombinationen von Elementarereignissen, sogenannter Permutationen, die zu $G(n, x)$ führen, beträgt allgemein $\binom{n}{x}$. Da jede Permutation mit der gleichen Wahrscheinlichkeit von $\theta^x (1-\theta)^{n-x}$ zutrifft, erhält man als Eintrittswahrscheinlichkeit für ein Ereignis $G(n, x)$ ¹:

$$W \{ G(n, x) \} = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \quad (3.3)$$

In Abb. 3.1 ist dies für $G(3, 2)$ illustriert. Die $\binom{3}{2} = 3$ Permutationen, die in $G(3, 2)$ enthalten sind, wurden dort besonders hervorgehoben. Jede umfaßt zwei Erfolge und einen Mißerfolg und besitzt damit gleichermaßen die Wahrscheinlichkeit von $\theta^2 \cdot (1-\theta)$.

¹ Zu einer ausführlichen Darstellung kombinatorischer Methoden vgl. z. B. Harris, B.; Theory of Probability; Readings (Mass.)/ usw. 1966, insbesondere S. 14 ff.

Es geht aus (3.3) hervor, wie $W\{G(n, x)\}$ von dem Prozeßparameter θ abhängt. So hat z. B. ein Ereignis, unter n Elementen nur Erfolge zu beobachten, also $G(n, x = n)$ mit $W\{G(n, x = n)\} = \theta^n (1-\theta)^0$ offensichtlich eine um so größere Wahrscheinlichkeit, je näher θ an Eins liegt, und das Gegenteil trifft für den anderen Extremfall $G(n, x = 0)$, eine nur aus Mißerfolgen bestehende Sequenz, zu.

3.3.2 Ereignisräume und Wahrscheinlichkeitsfunktionen von binomial- und pascalverteilten Zufallsvariablen

In diesem Abschnitt werden neben der Erfolgswahrscheinlichkeit θ weitere Parameter in die Betrachtung einbezogen. Wenn Stichproben aus einem Bernoulli-Prozeß entnommen werden, so ist das Ergebnis - z. B. der Erfolgsanteil in der Stichprobe - auch vom Entnahmeverfahren beeinflusst; je nach Verfahren führen daher z. B. gleiche Stichprobenanteile - wie sich unter 3.4 zeigen wird - zu unterschiedlichen Punktschätzwerten für θ , und auch bei den unter 3.5 diskutierten Signifikanztests werden diesbezüglich Modifizierungen erforderlich.

Im folgenden sollen *zwei Entnahmeverfahren* betrachtet werden, die für die empirischen Erhebungen dieser Arbeit praktische Bedeutung haben¹.

1 Zu einer ausführlichen Diskussion statistischer Schätzmethoden bei unterschiedlichen Entnahmeverfahren im Zusammenhang mit Bernoulli-ZV vgl. z. B. Girshick, M.A., F. Mosteller und L.J. Savage; Unbiased Estimates for Certain Binomial Sampling Problems with Applications, AMS 17 (1946), S. 13 ff.

Hierzu seien nochmals die erhebungstechnischen Umstände in den durchzuführenden Beobachtungen betrachtet. Liegen an einem Standort eine oder mehrere freie Stellgelegenheiten vor, so wird die Beobachtung mit dem ersten vorbeifahrenden Verkehrsteilnehmer begonnen. Sie kann solange fortgesetzt werden, wie das Stellplatzangebot weiterbesteht. Sind zu Anfang x Stellflächen frei, so ist die Erhebung i. d. R. mit dem x -ten Parkraumsucher zu beenden; es sei denn, in der Zwischenzeit wären weitere Abstellgelegenheiten freigeworden. Ein besonders häufiger Fall besteht angesichts der starken Auslastung der untersuchten Randstellgelegenheiten in der Beobachtung nur einer freien Stellfläche, die mit dem ($x=1$)-ten Parkraumsucher abzubrechen ist. Grundsätzlich gilt für die Erhebungen, daß sie mit der Beobachtung eines *Parkraumsuchers als letztem Element* beendet werden müssen.

Entgegen diesem Regelfall kann es bei einer Erhebung auch vorkommen, daß sich - x freie Stellgelegenheiten angenommen - eine entsprechende Anzahl von x Parkwünschen auf Dauer nicht einstellt und eine Beendigung der Beobachtung angezeigt erscheint, obwohl sie weiter möglich wäre. Dies trifft ebenfalls zu, wenn die durch Parkwünsche verlorenen vormals freien Stellplätze im Verlauf der Erhebung durch das Freiwerden anderer Stellplätze fortlaufend kompensiert werden. Die Beendigung der Erhebung erfolgt dann nach einer anzugebenden Anzahl n von beobachtbaren Elementen¹.

Hinsichtlich des letzten Verkehrsteilnehmers in der Stichprobe ist dann *kein erhebungstechnisch bedingter Einfluß* wirksam; es kann sich sowohl um einen Parkraumsucher wie um einen Nichtsucher handeln.

¹ Ein vergleichbarer Fall liegt vor, wenn das Ende einer Beobachtung durch den Abstellvorgang eines Verkehrsteilnehmers hervorgerufen wird, der - wie z. B. Motorradfahrer - nicht als Element der Grundgesamtheit anzusehen ist. Zur empirischen Abgrenzung der Grundgesamtheit in den Erhebungen vgl. insbesondere S. 93.

Bei den empirischen Erhebungen sind zwei Entnahmeverfahren zu unterscheiden. Den *Regelfall* bilden Beobachtungen von Pkw-Folgen, die mit einem Parkraumsucher abubrechen sind, also Stichproben bis zum Eintreffen eines - je nach Einzelfall ersten, zweiten oder dritten usw., allgemein x_0 -ten - Parkwunsches. Diese Stichproben werden aus noch darzustellenden Gründen im folgenden als *Pascalstichproben* bezeichnet.

In *Ausnahmefällen* wird eine Erhebung nach einer anzugebenden Anzahl n_0 von Elementen beendet, wobei als letzte - also n_0 -te - Realisation die eine wie auch die andere Ausprägung der ZV Parkbedürfnis auftreten kann. Solche Erhebungen sollen fortan - dies wird im folgenden noch verständlich - als *Binomialstichproben* bezeichnet werden.

Sieht man von dem konkreten Gegenstand der Erhebungen ab, so entspricht der Regelfall einer fortgesetzten Stichprobenentnahme bis zum Eintreffen einer vorgegebenen Anzahl x_0 von Erfolgen und der Ausnahmefall einer Entnahme einer festgelegten Anzahl n_0 von Elementen. Dabei besteht folgender offensichtliche Unterschied. Bei der Entnahme bis zur vorgegebenen Anzahl x_0 von Erfolgen ist der *Stichprobenumfang als ZV* zu interpretieren, umgekehrt hat bei festgelegtem Umfang n_0 der Stichprobe die *Anzahl von Erfolgen als ZV* zu gelten.

Diese beiden ZV - im weiteren als N bzw. X bezeichnet - sollen nunmehr anhand ihrer *Ereignisräume* und *Wahrscheinlichkeitsfunktionen* genauer charakterisiert werden. Zunächst zu der ZV X , der Anzahl von Erfolgen in einer Stichprobe vorgegebenen Umfangs n_0 . Sie ist mittels Abb. 3.1 einfach zu veranschaulichen. Der Ereignisraum von X bei festgelegtem n_0 umfaßt als mögliche Ausprägungen $x = 0, 1, \dots, n_0$.

Das sind in der graphischen Darstellung alle an der Stelle $n = n_0$ *senkrecht* übereinanderliegenden Gitterpunkt $G(n_0, x)$. Die Wahrscheinlichkeiten $W\{G(n_0, x)\}$ ergeben sich dem vorangehenden Abschnitt zufolge als Produkt der Eintrittswahrscheinlichkeit $\theta^x (1-\theta)^{n_0-x}$ der einzelnen Permutation und der Anzahl $\binom{n_0}{x}$ gleichwahrscheinlicher Permutationen. Es sind die Wahrscheinlichkeiten $f_B(x|n_0, \theta)$ einer *binomialverteilten* ZV X bei vorgegebenen Parametern θ und n_0 :

$$f_B(x | n_0, \theta) = \binom{n_0}{x} \theta^x (1-\theta)^{n_0-x}. \quad (3.4)$$

Hieraus erhält man für $F_B(x | n_0, \theta)$, die Verteilungsfunktion von X :

$$F_B(x | n_0, \theta) = \sum_{v=0}^x \binom{n_0}{v} \theta^v (1-\theta)^{n_0-v}. \quad (3.5)$$

Die Entnahme einer vorgegebenen Zahl von Elementen soll im Hinblick auf die Verteilung der ZV X als *binomiale Entnahme* und entsprechende Stichproben als *Binomialstichproben* bezeichnet werden.

Betrachtet sei nun die ZV N , der Stichprobenumfang bis zum Eintreffen einer vorgegebenen Anzahl x_0 von Erfolgen. Als Ereignisraum von N ergibt sich der Wertebereich $n=x_0, x_0+1, \dots$. Er ist nach oben unbegrenzt, da einerseits $n=x_0$ Elemente Voraussetzung für das Eintreten des x -ten Erfolges sind und andererseits eine beliebig große Zahl von Mißerfolgen vor dem x_0 -ten Erfolg eine theoretisch von Null verschiedene Eintrittswahrscheinlichkeit besitzt.

Wird nunmehr auch die ZV N anhand des Ereignisgitters aus Abb. 3.1 - analog dem Vorgehen bei X - charakterisiert, dann entsprechen ihrem Ereignisraum die einander *waage-*
recht zugeordneten Gitterpunkt $G(n, x_0)$ und als Wahrscheinlichkeiten für $N = n$ erhält man $W\{G(n, x_0)\}$ aus (3.3).

Doch läßt sich einfach zeigen, daß die Ereignisse x_0 -ter Erfolg in dem n -ten Element auf der einen und Eintreten von $G(n, x_0)$ auf der anderen Seite nicht gleichbedeutend sind.

Hierzu sei zunächst von einer Entnahme bis zum x_0 -ten Erfolg, für $x_0=2$, ausgegangen. Das Ereignis $G(3, 2)$ tritt dann ein, wenn entweder die ersten beiden Elemente Erfolge sind, das dritte ein Mißerfolg, oder wenn unter den beiden ersten je ein Erfolg und ein Mißerfolg sind und anschließend ein Erfolg beobachtet wird. Diese drei Permutationen wurden bereits in Abb. 3.1 betrachtet.

Das Ereignis zweiter Erfolg im dritten Element trifft aber für die erstgenannte Permutation nicht zu; denn würde x_0 bereits bei $n=2$ erreicht, so wäre die Stichprobe in $G(2, 2)$ abgebrochen. Es verbleiben demnach noch genau die beiden Permutationen, die in Abb. 3.2 hervorgehoben worden sind:

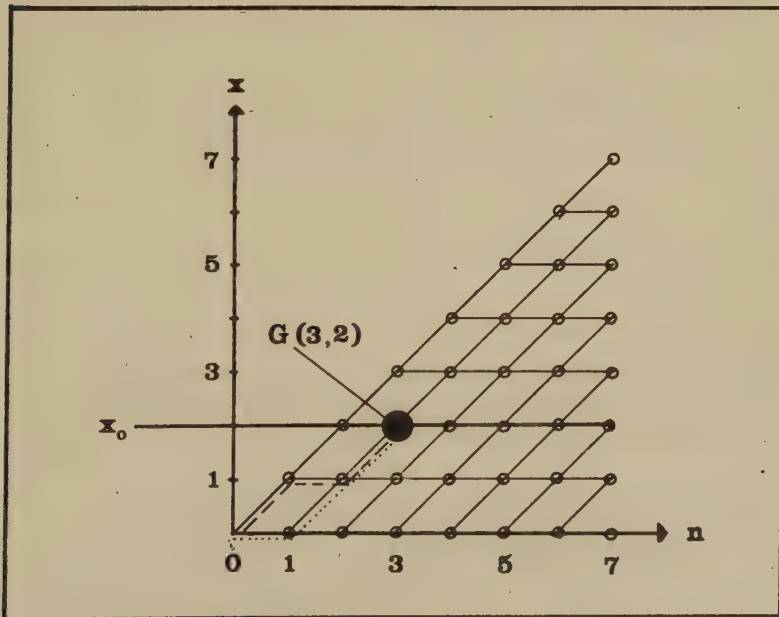


Abb. 3.2: Kombinationen von Elementarereignissen bei einem zweiten Erfolg im dritten Element

Allgemein läßt sich das Ereignis, den x_0 -ten Erfolg im n -ten Element zu erreichen, in der folgenden Weise zerlegen: zunächst unter $n-1$ Elementen x_0-1 Erfolge und im nächsten einen weiteren vorzufinden¹.

Unter Berücksichtigung dieser Zerlegung entspricht die *Wahrscheinlichkeit* dieses Ereignisses der, in einer Binomialstichprobe vorgegebenen Umfangs $n-1$ eine Anzahl von x_0-1 Erfolgen vorzufinden, also $W \{ G(n-1, x_0-1) \}$, multipliziert mit θ , der Eintrittswahrscheinlichkeit für einen Erfolg:

$$W(N=n|x_0, \theta) = f_B(x_0-1|n-1, \theta) \cdot \theta. \quad (3.6)$$

Die Wahrscheinlichkeiten in (3.6) sind die einer *pascal-verteilten*² ZV N mit vorgegebenen Parametern x_0 und θ . Unter Verwendung von $f_P(n|x_0, \theta)$ erhält man als Wahrscheinlichkeitsfunktion:

$$\begin{aligned} f_P(n|x_0, \theta) &= f_B(x_0-1|n-1, \theta) \cdot \theta \\ &= \binom{n-1}{x_0-1} \theta^{x_0} (1-\theta)^{n-x_0}. \end{aligned} \quad (3.7)$$

Als Verteilungsfunktion $F_P(n|x_0, \theta)$ ergibt sich dann:

$$F_P(n|x_0, \theta) = \sum_{v=x_0}^n \binom{v-1}{x_0-1} \theta^{x_0} (1-\theta)^{v-x_0}. \quad (3.8)$$

In Anlehnung an die Verteilung der ZV N soll die Entnahme bis zum Eintreffen einer vorgegebenen Anzahl von Erfolgen als *Pascalentnahme* und Stichproben nach diesem Verfahren als *Pascalstichproben* bezeichnet werden³.

-
- 1 Diese Überlegung findet sich z. B. bei Feller, W.; *An Introduction to Probability Theory and Its Applications*, Band 1, 3. überarbeitete Auflage, New York/London/Sydney 1970, S. 165 und bei Walpole, R.E.; *Introduction to Statistics*, 2. Auflage, New York/London 1974, S. 95 f.
 - 2 Die Pascalverteilung ist ein Spezialfall der *negativen Binomialverteilung*, in letzterer ist der Wertebereich des Parameters x_0 nicht auf ganzzahlige Werte beschränkt. Vgl. Feller, W.; a.a.O., S. 166.
 - 3 Der in der englischsprachigen Literatur i. d. R. verwendete Terminus ist "inverse binomial sampling". Vgl. z. B. Kendall, M.G. und A. Stuart, a.a.O., S. 615.

Ein direkter Zusammenhang zwischen Pascal- und Binomialverteilung - wie in (3.7) hinsichtlich der Wahrscheinlichkeitsfunktionen - läßt sich auch zwischen den Verteilungsfunktionen herstellen. $F_P(n|x, \theta)$, die Wahrscheinlichkeit, daß höchstens n Elemente bis zum x -ten Erfolg benötigt werden¹, entspricht derjenigen, daß in einer Stichprobe von n Elementen mindestens x Erfolge sind. Das komplementäre Ereignis hierzu ist eine Zahl von höchstens $x-1$ Erfolgen in der Stichprobe; seine Wahrscheinlichkeit wird durch die binomiale Verteilungsfunktion als $F_B(x-1|n, \theta)$ bestimmt. Damit ergibt sich folgende Beziehung zwischen den Verteilungsfunktionen²:

$$F_P(n|x, \theta) = 1 - F_B(x-1|n, \theta) . \quad (3.9)$$

Auf die durch (3.7) und (3.9) gegebenen Zusammenhänge zwischen Pascal- und Binomialverteilung wird in diesem Kapitel noch zurückgegriffen. Abgesehen von ihrer theoretischen Bedeutung sind diese Beziehungen von praktischem Interesse. Zeigen sie doch, wie unter Verwendung von Tabellen der Binomialverteilung Wahrscheinlichkeits- und Verteilungsfunktion einer pascalverteilten ZV bestimmt werden können³.

Im weiteren wird zuweilen auf die Erwartungswerte und Varianzen von X und N Bezug genommen. Hier soll auf

1 Im weiteren kann zur Vereinfachung auf einen Subindex zur Unterscheidung von Parametern und Realisationen von ZV i. d. R. verzichtet werden. D. h., anstelle von x_0 und n_0 wird nunmehr x und n geschrieben. Die Unterscheidung ergibt sich aus dem jeweiligen Zusammenhang.

2 Vgl. Patil, G.P.; On the Evaluation of the Negative Binomial Distribution with Examples, Technometrics 2 (1960), S. 501 ff. Dort wird die Beziehung zwischen den Verteilungsfunktionen auch algebraisch hergeleitet. Auf die Wiedergabe dieses Beweises kann hier verzichtet werden. Vgl. hierzu insbesondere S. 502 f.

3 Hierauf wird im Zusammenhang mit der Intervallschätzung unter 3.4.2 noch einzugehen sein.

eine Ableitung dieser Verteilungsmaße verzichtet werden¹.
Im Ergebnis erhält man für eine binomialverteilte ZV X mit vorgegebenen Parametern n und θ :

$$E(X) = n \cdot \theta \quad (3.10a)$$

$$V(X) = n \cdot \theta (1-\theta) \quad (3.10b)$$

und für eine pascalverteilte ZV N mit x und θ :

$$E(N) = \frac{x}{\theta} \quad (3.11a)$$

$$V(N) = \frac{x(1-\theta)}{\theta^2} \quad (3.11b)$$

Abschließend sei noch kurz auf den *Anteilswert* $\frac{x}{n}$ eingegangen, der in diesem Abschnitt noch nicht direkt angesprochen wurde. Er ist wie X und N eine ZV und läßt sich hinsichtlich Ereignisraum und Wahrscheinlichkeitsfunktion je nach Entnahmeverfahren wie folgt erläutern.

In einer *Binomialstichprobe* vom Umfang n ist das Ereignis $X=x$ natürlich gleichbedeutend mit einem entsprechenden Stichprobenanteil $\frac{x}{n}$. Der Ereignisraum für $\frac{x}{n}$ ist durch den von X: $x=0,1,\dots,n$, implizit beschrieben: $\frac{x}{n}=0,\frac{1}{n},\dots,1$, und die Wahrscheinlichkeitsfunktion für X aus (3.4) gilt gleichzeitig für den Stichprobenanteil.

Auch im Fall der *Pascalentnahme* bis zum x -ten Erfolg ist mit dem Ereignis $N=n$ wiederum ein entsprechender Stichprobenanteil $\frac{x}{n}$ verbunden, und man erhält mit dem Ereignisraum

¹ Zu den Ableitungen vgl. z. B. Stange, K.; Angewandte Statistik. Erster Teil. Eindimensionale Probleme, Berlin/Heidelberg/New York 1970, S. 428 f; Rohatgi, V.K.; a.a.O., S. 187 f.

von $N : n=x, x+1, \dots$ wiederum den des Anteils:

$\frac{x}{n} = \frac{x}{x}, \frac{x}{x+1}, \dots$. Natürlich kann auch die Wahrscheinlichkeitsfunktion für die ZV N auf den Erfolgsanteil in der Stichprobe übertragen werden.

Auf die Stichprobenverteilung des Erfolgsanteils soll an dieser Stelle nur kurz eingegangen werden. Offensichtlich kann man in einer Stichprobe festgelegten Umfangs nach Gl. (3.10a) um so mehr Erfolge - d.h. einen um so größeren Erfolgsanteil - erwarten, je näher θ an Eins liegt, und bei Entnahme bis zu einer festgelegten Anzahl von Erfolgen wird sich dann ebenfalls nach Gl. (3.11a) ein um so geringerer Beobachtungsumfang bzw. um so größerer Erfolgsanteil ergeben. Kleine (große) Stichprobenanteilswerte "sprechen" insoweit in Binomial- und Pascalstichproben gleichermaßen für kleine (große) Werte von θ in der Grundgesamtheit. Damit ist bereits das Problem der Schätzung von θ angesprochen, das unter 3.4 noch ausführlich diskutiert wird.

3.3.3 Einige Additivitätseigenschaften

Von besonderem praktischen Interesse für die Auswertung der empirischen Erhebungen sind Eigenschaften der ZV X und N , die die Zusammenfassung mehrerer Stichprobenrealisationen eines Bernoulli-Prozesses ermöglichen; solche im folgenden darzustellenden Additivitätseigenschaften erlauben statistische Schlußfolgerungen über eine Grundgesamtheit auf der Grundlage wiederholter Erhebungen aus ihr.

Dies ist im Rahmen der zu dieser Arbeit durchgeführten Beobachtungen von besonderer Bedeutung, denn zum einen sind diese einzeln häufig zu klein, um einen ver-

läßlichen Schluß auf die Grundgesamtheit zu gestatten. Zum anderen wurde unter 2.4.1 bereits auf die zu untersellende Gleichartigkeit des Verkehrsgeschehens an allen Erhebungstagen hingewiesen. Insofern sind - wie noch erläutert wird - bestimmte empirische Beobachtungsfolgen als Stichproben aus *einem* Bernoulli-Prozeß - d. h. bei konstantem Parameter θ - anzusehen und zusammenzufassen¹.

Die Additivität soll zunächst für den Fall zweier Stichproben nachgewiesen werden; eine Verallgemeinerung auf beliebig viele Wiederholungen ist anschließend einfach zu geben. Es werden nur Stichproben der im Rahmen dieser Arbeit interessierenden Entnahmeverfahren diskutiert. Die folgenden drei Möglichkeiten sind dann zu unterscheiden:

Die Stichproben sind

- a) zwei Binomialstichproben
- b) zwei Pascalstichproben
- c) je eine Binomial- und eine Pascalstichprobe.

Diese drei Fälle seien nacheinander betrachtet:

zu a): Es läßt sich zeigen, daß die Summe X_s von Erfolgen in zwei Binomialstichproben vorgegebener Umfänge n_1 und n_2 aus dem Bernoulli-Prozeß mit Parameter θ ebenso wie ihre Summanden binomialverteilt ist. Die Parameter der Verteilung der ZV X_s sind θ und $n_x = n_1 + n_2$, und die X_s zugeordneten Wahrscheinlichkeiten $W(X_s = x_s)$ ergeben sich nach (3.4) als $f_B(x_s | n_s, \theta)$.²

¹ Zum empirischen Vorgehen vgl. unter 4.2 insbesondere S. 94 f.

² Einen ausführlichen Beweis gibt z. B. Stange, K.; a.a.O., S. 427 f.

Praktisch bedeutet dies, daß die beiden Realisationen x_1 und x_2 zu der Statistik x_s zusammengefaßt werden dürfen. Die statistische Auswertung von x_s kann dann erfolgen, als ob x_s als Realisation der ZV *Anzahl der Erfolge in einer Binomialstichprobe* des Umfangs $n_1 + n_2$ beobachtet worden wäre.

Zu b): Analog kann für die Summe N_s der Umfänge zweier Pascalstichproben mit den Parametern x_1 und x_2 , die derselben Grundgesamtheit mit Parameter θ entnommen wurden, nachgewiesen werden, daß diese ZV N_s ebenso wie ihre Summanden der Pascalverteilung folgt. Die Parameter von N_s sind dabei θ und $x_s = x_1 + x_2$.

In Anlehnung an FELLER ist ein Beweis wie folgt zu geben¹. FELLER geht von dem Fall einer Pascalstichprobe bis zum ersten Erfolg aus, also von einer ZV N mit den Parametern θ und $x = 1$ - man bezeichnet diesen Spezialfall als geometrischverteilt. Er zeigt nunmehr, daß die Summe von x_0 unabhängigen geometrischverteilten ZV bei konstantem θ der Pascalverteilung mit den Parametern θ und x_0 folgt. Demnach ist die Wahrscheinlichkeitsverteilung für die Anzahl von Elementen bis zum x_0 -ten Erfolg gleich der ihrer Summe in x_0 Erhebungen bis zum ersten Erfolg.

Betrachtet seien nunmehr zwei Pascalstichproben mit den Parametern x_{01} und x_{02} bei konstantem θ ; ihre Stichprobenumfänge folgen nach dem Gesagten derselben Verteilung wie die Summe von x_{01} bzw. x_{02} geometrischverteilten ZV bei gleichem θ . Dann gilt aber - und dies war zu zeigen - für die Summe N_s der Stichprobenumfänge beider Pascalstichproben die Verteilung einer Summe von $x_{01} + x_{02}$ geometrischverteilten ZV, bzw. die einer pascalverteilten ZV mit den Parametern θ und $x_{01} + x_{02}$.

1 Vgl. Feller, W.; a.a.O., S. 224 und S. 269.

Die zugeordneten Wahrscheinlichkeiten $W(N_s = n_s)$ ergeben sich nach (3.7) als $f_p(n_s | x_s, \theta)$.

Praktisch heißt das, daß - analog dem binomialen Fall unter a) - n_s als Realisation einer ZV Stichprobenumfang bis zum Eintreffen des $(x_s = x_1 + x_2)$ -ten Erfolgs interpretiert und behandelt werden kann.

Zu c): Auch in dem Fall je einer Binomial- und einer Pascalstichprobe kann eine Zusammenfassung erfolgen. Es läßt sich nämlich zeigen, daß auch die Summe N_s^+ der Stichprobenumfänge einer Binomialstichprobe vorgegebenen Umfangs n_0 und einer Pascalstichprobe mit dem Parameter x_0 , einem Bernoulli-Prozeß mit Parameter θ entnommen, der Pascalverteilung gehorcht. Wird die Anzahl der Erfolge in der Binomialstichprobe mit x bezeichnet, so ergeben sich als Verteilungsparameter von N_s^+ : θ und $x_s^+ = x_0 + x$. Der Beweis wird aus Gründen der Übersichtlichkeit im Anhang dieser Arbeit geführt¹. Die N_s^+ zugeordneten Wahrscheinlichkeiten bestimmen sich wiederum nach (3.7). Demnach läßt sich auch n_s^+ als Realisation einer Pascalstichprobe (mit Parameter x_s^+) interpretieren und auswerten.

Nunmehr soll der *allgemeine Fall* von mehr als zwei Stichprobenrealisationen aus einem Bernoulli-Prozeß - teils als Binomial-, teils als Pascalstichproben entnommen - betrachtet werden. Zunächst lassen sich die Stichproben desselben Entnahmeverfahrens untereinander zusammenfassen; denn ist es möglich, zwei binomial- oder pascalverteilte ZV durch eine ZV der entsprechenden theoretischen Verteilung zu ersetzen, so kann im nächsten Schritt natürlich deren Zusammenfassung mit einer weiteren ZV erfolgen, usw..

¹ Vgl. Anhang B1, S. 167 f.

Die Summe der Anzahl von Erfolgen in *allen* Binomialstichproben gehorcht also wiederum einer Binomialverteilung. Ebenso folgt die Summe der Umfänge *aller* Pascalstichproben wiederum der Pascalverteilung. Der *allgemeine Fall* ist demnach in den unter c), d. h. unter den *einer* einzigen pascalverteilten ZV zu überführen.

Zusammenfassend ist festzustellen: Sofern nur binomialverteilte ZV vorliegen, ist ihre Summe ebenfalls binomialverteilt. Werden dagegen entweder nur pascal- oder pascal- und binomialverteilte ZV betrachtet, dann hat die statistische Auswertung an der Summe der Stichprobenumfänge als pascalverteilter ZV anzusetzen.

Wie sich im 4. Kapitel noch zeigen wird, konnten häufig Zusammenfassungen von Einzelstichproben (bei zu unterstellender Homogenität der Grundgesamtheit) vorgenommen werden¹. Daher sind es vornehmlich als Pascalstichproben zu interpretierende Erhebungen, die den Auswertungen zugrundeliegen. Aus diesem Grund steht der Pascalfall auch in der weiteren Diskussion im Vordergrund.

1 Vgl. insbesondere S. 94 f. und S. 104.

3.4 Schätzfunktionen für den Parameter eines Bernoulli-Prozesses bei Binomial- und Pascalstichproben

3.4.1 Verfahren der Punktschätzung

In diesem Kapitel wurde der Parameter θ bislang als vorgegeben betrachtet und die Verteilungseigenschaften von Stichproben-ZV diskutiert. Die eigentliche Aufgabenstellung verlangt aber umgekehrt, daß ausgehend von empirischen Stichprobenrealisationen Aussagen (Schätzungen) über eine *unbekannte* Grundgesamtheit, d. h., da es sich annahmegemäß um einen Bernoulli-Prozeß handelt, über den Parameter θ getroffen werden.

Es ist zwischen *Punkt-* und *Intervallschätzung* zu unterscheiden. Im ersten Fall gilt es, für θ einen "möglichst guten" Zahlenwert anzugeben, wohingegen im zweiten hierfür ein "möglichst guter" Wertebereich gesucht wird. Dieser Abschnitt beschäftigt sich zunächst mit der Punktschätzung; Verfahren der Intervallschätzung werden anschließend unter 3.4.2 diskutiert.

Wenn eine Stichprobe gezogen worden ist, so bedarf es einer Regel, wie die darin enthaltene Information zur Gewinnung eines Punktschätzwertes zu verwenden ist, man spricht von einer *Schätzfunktion*. In statistischen Anwendungen sind häufig verschiedene Schätzfunktionen denkbar, aus denen die beste anhand geeigneter Kriterien, sogenannter *Schätzkriterien*, erst auszuwählen ist.

Diese Schwierigkeit stellt sich auch, wenn ausgehend von Pascal- oder Binomialstichproben eine Schätzung von θ vorzunehmen ist. Zunächst scheint es naheliegend, unab-

hängig von dem Entnahmeverfahren, als Schätzfunktion $\hat{\theta}$ für den Parameter θ den Anteil $\frac{x}{n}$ in der Stichprobe zu verwenden:

$$\hat{\theta} = \frac{x}{n} \quad (3.12)$$

Zudem spricht ein theoretischer Grund für $\hat{\theta}$; diese Schätzfunktion resultiert - wie sofort gezeigt wird - aus einem *Schätzprinzip*, das recht allgemein gute Eigenschaften aufweist, dem Maximum-Likelihood-Prinzip oder ML-Prinzip¹.

Nach dem ML-Prinzip wird bekanntlich als Schätzwert für einen unbekannten wahren Parameter der Zahlenwert bestimmt, der einer Stichprobenrealisation größte Eintrittswahrscheinlichkeit verleiht. Die Eintrittswahrscheinlichkeit einer Stichprobenrealisation, als Funktion des wahren Parameters geschrieben, wird als Likelihood-Funktion bezeichnet. Im *binomialen* Fall ergibt sich hierfür unter Verwendung des Symbols $L_B(\theta|x)$ für eine Realisation $X = x$ bei vorgegebenem n nach (3.4):

$$L_B(\theta|x) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \quad (3.13)$$

$L_B(\theta|x)$ erreicht das gesuchte Maximum respektive θ - das ist gleichzeitig das Maximum der logarithmierten Funktion -, wenn

$$\frac{\partial \lg L_B(\theta|x)}{\partial \theta} = \frac{\partial \{ \lg \binom{n}{x} + x \lg \theta + (n-x) \lg (1-\theta) \}}{\partial \theta} = 0 \quad (3.14)$$

¹ Vgl. z. B. Mood, A.M., F.A. Graybill und D.C. Boos; Introduction to the Theory of Statistics, 3. Auflage, Tokio usw. 1974, S. 358 ff.

bzw.

$$\frac{\partial \lg L_B(\theta|x)}{\partial \theta} = \frac{x}{\theta} - \frac{n-x}{(1-\theta)} = 0. \quad (3.15)$$

gilt.

Löst man (3.15) nach θ auf, so erhält man sofort $\frac{x}{n}$, also die durch (3.12) gegebene Schätzfunktion¹.

Für die Realisation $N=n$ einer *Pascalstichprobe* mit Parameter x ergibt sich die Likelihood-Funktion $L_P(\theta|n)$ aus (3.7). Sie unterscheidet sich von $L_B(\theta|x)$ in (3.13) nur darin, daß anstelle von $\binom{n}{x}$ nunmehr $\binom{n-1}{x-1}$ steht. Da der Binomialkoeffizient als Konstante in der Ableitung nach θ verschwindet, erhält man für das Maximum von $L_P(n|\theta)$ das gleiche Ergebnis wie in (3.15):

$$\frac{\partial \lg L_P(n|\theta)}{\partial \theta} = \frac{\partial \lg L_B(x|\theta)}{\partial \theta} = \frac{x}{\theta} - \frac{n-x}{(1-\theta)} = 0.$$

Damit ergibt sich nach dem ML-Prinzip als Schätzfunktion $\hat{\theta}_{ML}$ sowohl für Binomial- wie auch für Pascalstichproben² der beobachtete Anteil $\frac{x}{n}$. Zur Unterscheidung wird im weiteren im ersten Fall $\hat{\theta}_{ML,B}$ im zweiten $\hat{\theta}_{ML,P}$ geschrieben.

1 Vgl. z. B. Brownlee, K.A.; *Statistical Theory and Methodology*. In *Science and Engineering*, 2. Auflage, New York/London/Sydney 1965, S. 91 f. Schätzfunktionen, die die Likelihood-Funktion maximieren, werden im folgenden durch ML indiziert.

2 Zum Einfluß des Entnahmeverfahrens auf die Maximum-Likelihood-Schätzung vgl. z. B. auch Knight, W.; *A Method of Sequential Estimation Applicable to the Hypergeometric Binomial, Poisson, and Exponential Distributions*. AMS 36 (1965), S. 1494 ff., hier insbesondere S. 1496, Theorem 1. Knight zeigt dort, daß nicht nur bei binomial- und Pascalentnahme, sondern auch bei kombinierten Entnahmeverfahren - z. B. Ziehung von Elementen bis zum x_0 -ten Erfolg höchstens aber bis zum n_0 -ten Element - stets der Stichprobenanteil $\frac{x}{n}$ der Maximum-Likelihood-Schätzwert für θ ist.

Es sollen nunmehr $\hat{\theta}_{ML,B}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ untersucht werden. Häufig verwendete Kriterien zur Beurteilung der "Güte" einer Schätzfunktion setzen an Verzerrung und Varianz an. Für den binomialen Fall gilt: $\hat{\theta}_{ML,B}$ ist zunächst unverzerrt. Weiterhin kann aber auch nachgewiesen werden, daß diese Schätzfunktion unter allen unverzerrten Schätzfunktionen minimale Varianz besitzt¹. Das Problem der Punktschätzung im binomialen Fall bedarf daher keiner weiteren Diskussion.

Die Beurteilung des Anteils in Pascalstichproben, $\hat{\theta}_{ML,P}$, als Schätzfunktion für θ ist schwieriger. Hierzu sollen nun die Stichprobenverteilungen der Anteilswerte in Binomial- und Pascalstichproben, also $\hat{\theta}_{ML,B}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ einander gegenübergestellt werden. Bei der für $\hat{\theta}_{ML,B}$ nachweisbaren Unverzerrtheit würden etwaige Diskrepanzen zwischen den Verteilungen von $\hat{\theta}_{ML,B}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ möglicherweise eine Verzerrung für $\hat{\theta}_{ML,P}$ erkennen lassen.

Es ist zu untersuchen, ob Pascalstichproben Anteilswerte liefern, die tendenziell von denen in Binomialstichproben - gleiches θ unterstellt - abweichen. $\hat{\theta}_{ML,B}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ sind nun als ZV zu betrachten, wobei $\hat{\theta}_{ML,B}$ durch $\frac{X}{n}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ durch $\frac{X}{N}$ gekennzeichnet wird. Wenn auf die kumulierten Wahrscheinlichkeiten $W(\hat{\theta}_{ML,B} \leq \frac{x}{n})$ und $W(\hat{\theta}_{ML,P} \leq \frac{x}{N})$ abgestellt wird, erhält man für den Anteil in Binomialstichproben die Verteilungsfunktion aus (3.5):

¹ Die Unverzerrtheit von $\hat{\theta}_{ML,B}$ ergibt sich aus (3.10a); $E(\hat{\theta}_{ML,B}) = E(\frac{X}{n}) = \theta$. Die Varianz von $\hat{\theta}_{ML,B}$ bestimmt sich ausgehend von (3.10b) als $V(\hat{\theta}_{ML,B}) = \frac{1}{n^2} \cdot V(X) = \frac{\theta(1-\theta)}{n}$. Bei Kendall, M.G. und A. Stuart; a.a.O., S. 9 ff., wird gezeigt, daß $V(\hat{\theta}_{ML,B})$ das durch die Cramér-Rao-Ungleichung gegebene Minimum für die Varianz einer unverzerrten Schätzfunktion erreicht.

$$W(\hat{\theta}_{ML,B} \leq \frac{x}{n}) = F_B\left(\frac{x}{n} \mid n, \theta\right) = \sum_{v=0}^x \binom{n}{v} \theta^v (1-\theta)^{n-v} \quad (3.17)$$

Als kumulierte Wahrscheinlichkeiten für den Anteil in *Pascalstichproben* erhält man nach Umformungen¹:

$$W(\hat{\theta}_{ML,P} \leq \frac{x}{n}) = F_B(x-1 \mid n-1, \theta) = W(\hat{\theta}_{ML,B} \leq \frac{x-1}{n-1}) \quad (3.18)$$

(3.18) ist wie folgt zu interpretieren. Wird eine *Pascalstichprobe* bis zum x -ten Erfolg gezogen, so ist die Wahrscheinlichkeit für einen Anteil $\frac{x}{n} \leq \frac{x}{n}$ gleich derjenigen, in einer *Binomialstichprobe* vom Umfang $n-1$ $X \leq x-1$, d. h. einen Anteil $\leq \frac{x-1}{n-1}$ anzutreffen. Nun ist $\frac{x-1}{n-1}$ i. d. R. kleiner als $\frac{x}{n}$, da man $\frac{x-1}{n-1}$ ausgehend von $\frac{x}{n}$ erhält, indem man Erfolgsanzahl und Stichprobenumfang um eins vermindert - also durch Eliminierung eines Erfolgs aus der Beobachtung. (3.18) besagt demnach, daß $\hat{\theta}_{ML,P}$ eine *andere Verteilung* als $\hat{\theta}_{ML,B}$ aufweist und als verzerrt anzusehen ist.

Aus (3.18) ist die Richtung der Verzerrung zu erkennen. $W(\hat{\theta}_{ML,P} \leq \frac{x}{n}) = W(\hat{\theta}_{ML,B} \leq \frac{x-1}{n-1})$ bedeutet, daß kleine Anteilswerte bei *Pascal-* weniger wahrscheinlich als bei *Binomialstichproben* sind, denn die kumulierten Anteilswahrscheinlichkeiten für $\hat{\theta}_{ML,P} \leq \frac{x}{n}$ werden im binomialen Fall bereits bei einem kleineren Wert von $\hat{\theta}_{ML,B} \leq \frac{x-1}{n-1}$ erreicht. Demnach führt $\hat{\theta}_{ML,P}$ tendenziell zu größeren Anteilswerten als $\hat{\theta}_{ML,B}$ und damit zur *Überschätzung* des wahren Parameter

$$\begin{aligned} 1 - W(\hat{\theta}_{ML,P} \leq \frac{x}{n}) &= W(N \geq n \mid x) = 1 - W(N \leq n-1 \mid x) \\ &= 1 - F_P(n-1 \mid x) \end{aligned}$$

Unter Verwendung von (3.9):

$$\begin{aligned} W(\hat{\theta}_{ML,P} \leq \frac{x}{n}) &= 1 - \{1 - F_B(x-1 \mid n-1)\} \\ &= F_B(x-1 \mid n-1) \end{aligned}$$

Die Beziehungen gelten für vorgegebenen Parameter θ .

ters θ - ein Ergebnis, das sich noch bestätigen wird, wenn auf $E(\hat{\theta}_{ML,P})$ einzugehen ist¹.

(3.18) läßt einen weiteren interessanten Aspekt der Beziehung zwischen $\hat{\theta}_{ML,B}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ erkennen. In Pascalstichproben fallen $\frac{x}{n}$ und $\frac{x-1}{n-1}$ für größer werdendes x im Wert immer dichter zusammen. Aus $x \rightarrow \infty$ folgt $\frac{x-1}{n-1} \rightarrow \frac{x}{n}$. Die binomiale Verteilungsfunktion ist also als *Grenzverteilung* für die kumulierten Anteilswerte in Pascalstichproben anzusehen. Im asymptotischen Fall gilt:

$$W(\hat{\theta}_{ML,P} \leq \frac{x}{n}) = W(\hat{\theta}_{ML,B} \leq \frac{x}{n}) \quad (3.19)$$

Die Erhebungen zu der vorliegenden Untersuchung sind aber relativ klein. Daher soll die Diskrepanz zwischen den Verteilungen von $\hat{\theta}_{ML,B}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ an zwei Beispielen für *kleine Stichproben* einmal genauer untersucht werden. In Abb. 3.3a und 3.3b (S.50) sind die Funktionen aus (3.17) und (3.18) am Beispiel je einer Binomial- und einer Pascalstichprobe für vorgegebene Parameter $\theta=0,2$ und $n=10$ bzw. $x=2$ (Abb. 3.3a) sowie $n=20$ bzw. $x=4$ (Abb. 3.3b) graphisch veranschaulicht. Nach (3.11a) erhält man für die Pascalstichproben mit $E(N) = 10$ (Abb. 3.3a) bzw. $E(N) = 20$ (Abb. 3.3b) einen erwarteten Stichprobenumfang, der dem der Binomialstichprobe in der jeweiligen Abbildung entspricht².

1 Vgl. S. 50.

2 Zur Berechnung der Stützwerte wurde auf folgende Tabelle der binomialen Verteilungsfunktion zurückgegriffen: Beyer, William H. (Hrsg.); Handbook of Tables for Probability and Statistics, 2. Auflage, Cleveland 1968, S. 195 ff.

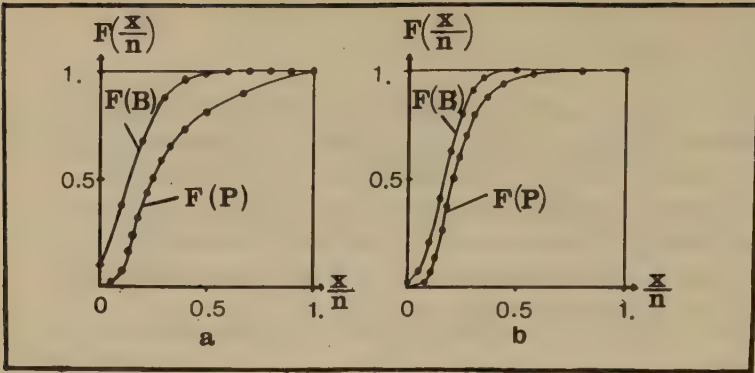


Abb. 3.3: Verteilungsfunktionen für den Erfolgsanteil in Binomial- und Pascalstichproben

Der Vergleich zeigt erwartungsgemäß für beide Fälle a und b, daß $\hat{\theta}_{ML,P}$ tendenziell größer ist als $\hat{\theta}_{ML,B}$. Seine Verteilungsfunktion $F(P)$ liegt für den Wertebereich $0 \leq \frac{x}{n} < 1$ unterhalb von $F(B)$, der Verteilungsfunktion für $\hat{\theta}_{ML,B}$, was bedeutet, daß beliebige Anteilswerte $\frac{x}{n}$, $0 \leq \frac{x}{n} < 1$, in der Pascalstichprobe tendenziell häufiger überschritten werden als bei binomialer Entnahme. Der Abstand ist in Abb. 3.3b geringer als im Fall a, eine Folge der Annäherung der Verteilungen bei vergrößertem Stichprobenumfang.

FELLER gibt eine Bestimmungsgleichung für den Erwartungswert von $\hat{\theta}_{ML,P}$ an, nach der sich für die in Abb. 3.3 angenommenen Parameter θ und x folgende Werte errechnen¹:

¹ Vgl. Feller, W.; a.a.O., S. 241 und S. 493 und Best, D.J.; The Variance of the Inverse Binomial Estimator, BA 61 (1974), S. 385 f. Die Bestimmungsgleichung wird von BEST in folgender Form gegeben:

$$E(\hat{\theta}_{ML,P}) = x \left(\sum_{r=1}^{x-1} \left((-\theta)^r \frac{1}{(1-\theta)^r} \right) \right) / \left((r-x) + (-\theta)^x \frac{1}{(1-\theta)^x} \log \theta \right)$$

$$E(\hat{\theta}_{ML,P}) = \begin{cases} 0,4126 & (\text{Abb. 3.3a}) \\ 0,2382 & (\text{Abb. 3.3b}) \end{cases}$$

Der Vergleich mit dem wahren Parameter $\theta = 0,2$ zeigt, daß die (positive) Verzerrung von $\hat{\theta}_{ML,P}$ insbesondere im Fall a erheblich ist. Insofern erschien es angebracht, nach alternativen Schätzfunktionen für den Pascalfall zu suchen.

Eine solche Alternative hat HALDANE entwickelt. Er schlägt vor, bei Pascalstichproben anstelle von $\hat{\theta}_{ML,P} = \frac{x}{n}$, den Anteil in der um einen Erfolg verminderten Folge, $\frac{x-1}{n-1}$, zu verwenden¹. Für diese Schätzfunktion, im weiteren als $\hat{\theta}_{H,P}$ bezeichnet, hat er *Unverzerrtheit* nachgewiesen². Es kann hierfür auch eine heuristische Begründung gegeben werden. Das Pascalentnahmeverfahren hat keinerlei Einfluß auf die dem Bernoulli-Modell implizite Annahme der Unabhängigkeit aller Ausprägungen. Bei jedem Element j gelten *a priori* $W(p_j = 1) = \theta$ und $W(p_j = 0) = 1 - \theta$ als die Wahrscheinlichkeiten für Erfolg und Mißerfolg. Durch die Pascalentnahme ist allerdings festgelegt, daß im letzten Element ein Erfolg beobachtet wird. Dies ist offensichtlich der einzige Grund für die Verzerrung von $\hat{\theta}_{ML,P} = \frac{x}{n}$. Stellt man daher nur auf den Anteil unter den ersten $n-1$ Elementen ab, so folgt für diese Funktion - und das ist $\hat{\theta}_{H,P} = \frac{x-1}{n-1}$ - Unverzerrtheit.

Der Vergleich von $\hat{\theta}_{ML,P} = \frac{x}{n}$ und $\hat{\theta}_{H,P} = \frac{x-1}{n-1}$ zeigt, daß die Unterschiede mit wachsenden Stichprobenumfängen bei gegebenem θ tendenziell an Bedeutung verlieren. Die

1 Vgl. Haldane, J.B.S.; On a Method of Estimating Frequencies, BA 33 (1945), S. 222 ff. Eine sinnvolle Verwendung ist auf den Fall $x \geq 2$ begrenzt.

2 Ebenda.

asymptotischen Verteilungen sind identisch. So ist bei *großen* Pascalstichproben auch $\frac{x}{n}$ als nahezu unverzerrt anzusehen - eine Überlegung, die sich bereits bei der Gegenüberstellung von Anteilswerten in Binomial- und Pascalstichproben ergab. Bei *kleinen* Pascalstichproben fällt ein Vergleich zwischen $\hat{\theta}_{ML,P}$ und $\hat{\theta}_{H,P}$, gemessen am Kriterium Unverzerrtheit, zugunsten des letzteren aus. Nun war neben diesem ein weiteres etabliertes Schätzkriterium angeführt worden, die Varianz. Diesbezüglich schneidet nunmehr (zumindest bei bestimmten Kombinationen von θ und x) $\hat{\theta}_{H,P}$ wiederum schlechter als $\hat{\theta}_{ML,P}$ ab; die Schätzfunktion nach HALDANE weist dabei größere Varianz auf¹.

Unter diesen Umständen bietet sich ein drittes geläufiges Schätzkriterium, das *mittlere Quadrat des Stichprobenfehlers* $E (\hat{\theta}_{ML,P} - \theta)^2$ bzw. $E (\hat{\theta}_{H,P} - \theta)^2$, an.

Dieses nunmehr weist $\hat{\theta}_{H,P}$ in einem Bereich von $\theta \leq 0,5$ und $x \leq 25$ als überlegen aus². Da dieser Bereich - wie sich zeigen wird - für die durchgeführten empirischen Erhebungen relevant ist³, wird bei Pascalstichproben $\hat{\theta}_{H,P}$ gegenüber $\hat{\theta}_{ML,P}$ der Vorzug gegeben. Neben $\hat{\theta}_{H,P}$ und $\hat{\theta}_{ML,P}$ ist keine weitere Schätzfunktion für den Pascalfall gebräuchlich.

Hinsichtlich der *Punktschätzung* wurden folgende *Schlußfolgerungen für die Auswertung* der empirischen Erhebungen dieser Arbeit gezogen: bei *Binomialstichproben* wird $\hat{\theta}_{ML,B} = \frac{x}{n}$, der Anteil von Erfolgen als Schätzfunktion eingesetzt, im *Pascalfall* dagegen $\hat{\theta}_{H,P} = \frac{x-1}{n-1}$, der von HALDANE empfohlene Anteil der um einen Erfolg verminderten Stichprobe.

¹ Vgl. Best, D.J.; a.a.O., S. 386.

² Vgl. ebenda.

³ Vgl. zum Parameter x in den empirischen Erhebungen insbesondere Tab. 4.5, S. 105. Für θ wurden durchweg Werte unter 0,5 geschätzt. Vgl. hierzu die Ergebnisse unter 4.5.

3.4.2 Verfahren der Intervallschätzung

3.4.2.1 Zentrale und nichtzentrale Intervallschätzung

Die folgende Betrachtung ist auf *Konfidenzintervalle* beschränkt. Solche Intervalle kennzeichnen mit Unter- und Obergrenze $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ Wertebereiche für den wahren Parameter θ , die mit einer anzugebenden Wahrscheinlichkeit, der sogenannten Sicherheitswahrscheinlichkeit, zutreffen¹:

$$W(\hat{\theta}_u \leq \theta \leq \hat{\theta}_o) = 1 - \alpha \quad (3.20)$$

Wie bei der Punkt-, so sind auch bei der KI-Schätzung häufig verschiedene Verfahren denkbar, die i. d. R. zu unterschiedlichen Schätzintervallen führen. Dann ist nach bestimmten Kriterien wiederum ein "bestes" Verfahren auszuwählen. Ein plausibles *Gütekriterium*, auf das noch einzugehen ist, setzt z. B. an der Genauigkeit oder Breite von Schätzintervallen an.

Es sind zwei Verfahren, die sich für die Intervallschätzung bei Binomial- und Pascalstichproben anbieten, die *zentrale* KI-Schätzung und ein von STERNE vorgeschlagenes *nichtzentrales* Verfahren. In diesem Unterabschnitt werden die Verfahren zunächst allgemein vorgestellt. Dabei wird zu Beginn von dem einfacheren Fall stetig verteilter ZV ausgegangen. Bei diskreten ZV - wie in Binomial- und Pascalstichproben - treten besondere Probleme auf, die anschließend erläutert werden.

Gezielt wird auf diese Anwendungsfälle dann unter 3.4.2.2 eingegangen.

¹ Anstelle von "Konfidenzintervall" und "Sicherheitswahrscheinlichkeit" werden im folgenden die Abkürzungen KI und SW und für den Wert der SW das gebräuchliche Symbol $1-\alpha$ verwendet.

Vor den Schätzprozeduren soll zunächst der zwischen KI-Schätzung und Hypothesentest bestehende Zusammenhang dargestellt werden. Dabei wird sich zeigen, daß KI-Schätzfunktionen durch korrespondierende Testverfahren beschrieben werden können; die Eigenschaften der Schätzfunktionen lassen sich dann durch die der Tests angeben¹. Für die empirischen Auswertungen sind vornehmlich zweiseitige Schätzintervalle von Interesse. Hierauf ist im folgenden insbesondere einzugehen.

Allgemein gilt für einen Annahmebereich $A(\theta_0)$ als einer Teilmenge des Stichprobenraumes Ω_Z einer beliebigen stetig verteilten ZV Z ; bei einem Test der Nullhypothese $H_0: \theta = \theta_0$, gegen die Alternativhypothese $H_1: \theta \neq \theta_0$, mit Umfang $1 - \alpha$:

$$W(z_u \leq Z \leq z_o \mid \theta = \theta_0) = 1 - \alpha \quad (3.21)$$

Dabei sind z_u und z_o die Grenzen von $A(\theta_0)$. Für (3.21) läßt sich kürzer schreiben:

$$W\{Z \in A(\theta_0)\} = 1 - \alpha. \quad (3.22)$$

Man kann sich hier unter der ZV Z etwa den Erfolgsanteil in einer "sehr großen" Binomial- oder Pascalstichprobe, der zumindest näherungsweise einer stetigen Verteilung folgt, und unter θ den Parameter des zugrundeliegenden Bernoulli-Prozesses vorstellen.

Läßt man θ seinen gesamten Wertebereich Ω_θ - in dem angeführten Beispiel $0 \leq \theta \leq 1$ - durchlaufen, so erhält man durch Zuordnung von Annahmebereichen eine Menge von $A(\theta)$ für $\theta \in \Omega_\theta$.

¹ Zu der hier gegebenen Darstellung des Zusammenhangs zwischen Konfidenzintervall und Test vgl. z. B.: Lehmann, E.L.; Testing Statistical Hypotheses, New York/London/Sidney 1959, S. 78 f. und Mood, A.M., F.A. Graybill und D.C. Boes; a.a.O., insbesondere S. 461 ff.

Dabei erfolgt die Konstruktion jedes Annahmebereiches, indem für ein in H_0 hypothetisch vorgegebenes $\theta = \theta_0$ ein Wertebereich aus Ω_Z ermittelt wird, der die in (3.22) geforderte Eintrittswahrscheinlichkeit von $1-\alpha$ besitzt.

Wird nunmehr eine Realisation z von Z beobachtet, für die $z \in A(\theta_0)$, so ist - daher "Annahmebereich" - H_0 anzunehmen; andernfalls wird H_0 als unplausibel abgelehnt. Aus der Menge aller $A(\theta)$ für $\theta \in \Omega_\theta$, die in Abb. 3.4 durch die schraffierte Fläche gekennzeichnet ist, sind die für $H_0: \theta = \theta'$ bzw. $H_0: \theta = \theta''$ dort zur Verdeutlichung hervorgehoben worden.

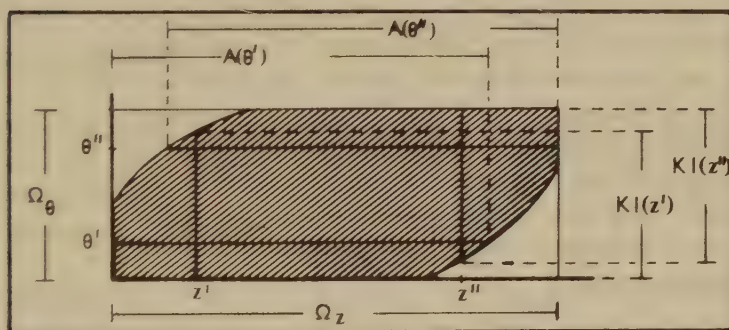


Abb. 3.4: Wechselbeziehungen zwischen Annahmebereichen von Tests und Konfidenzintervallen

Während Annahmebereiche als Ergebnis eines Schlusses von einem hypothetischen Wert θ' für den wahren Parameter auf eine ZV Z anzusehen sind, verlangt die KI-Schätzung nunmehr umgekehrt den Schluß von einer Realisation der ZV Z auf die unbekannte Grundgesamtheit bzw. ihren Parameter θ .

Macht man sich zur Regel, ausgehend von $Z=z$ als $KI(z)$ den Wertebereich von θ zu bestimmen, für den $z \in A(\theta)$ ist, so erhält man damit eine Menge von $KI(z)$ der SW $1-\alpha$. Diese Regel lautet:

$$\theta \in KI(z) \text{ genau dann, wenn } z \in A(\theta). \quad (3.23)$$

Aus (3.23) ergibt sich die Gleichheit von Umfang $1-\alpha$ der Annahmebereiche und SW $1-\alpha$ der betreffenden $KI(z)$; denn es folgt für jeden beliebigen Wert θ und unabhängig von der Verteilung von Z :

$$W\{\theta \in KI(z)\} = W\{z \in A(\theta)\}. \quad (3.24)$$

Die Beziehung zwischen Annahmebereichen und Konfidenzintervallen geht auch aus Abb. 3.4 hervor. Der schraffierte Bereich von Wertekombinationen für θ und z ergibt *waagerecht* betrachtet an jeder Stelle von θ , $\theta \in \Omega_\theta$, den zugeordneten $A(\theta)$ und gleichzeitig in *vertikaler* Richtung für alle $z \in \Omega_z$ das entsprechende $KI(z)$. Die $KI(z)$ für zwei Ausprägungen z' und z'' wurden in Abb. 3.4 besonders hervorgehoben.

(3.23) und (3.24) zeigen, wie Intervallschätzung und Test zusammenhängen; da einer Menge von (Test-)Annahmebereichen zugleich eine Menge von Schätzintervallen entspricht, läßt sich das Schätzproblem auch durch Bestimmung ersterer, ein - wie sich zeigen wird - durchaus praktikables Vorgehen, lösen¹.

¹ So wird im folgenden noch bei der Intervallschätzung vorzugehen sein. Vgl. hierzu auch die Erläuterungen zum Verfahren von STERNE, S. 60 ff.

Nunmehr zunächst zu den angesprochenen Besonderheiten bei der Intervallschätzung auf der Grundlage von *diskret* verteilten ZV:

Offensichtlich lassen sich in diesem Fall Werten von θ i. d. R. keine $A(\theta)$ zuordnen, die einer vorgegebenen Eintrittswahrscheinlichkeit von $1-\alpha$ genau entsprechen¹. Kann aber eine Menge von $A(\theta)$ einer vorgegebenen Eintrittswahrscheinlichkeit nicht bestimmt werden, so ist es - wie NEYMANN gezeigt hat - genausowenig möglich, eine Menge von $KI(z)$ genau der gewünschten SW festzulegen². Anstelle von exakten $KI(z)$ werden dann - eine Konvention, die dem Gebot der Vorsicht entspricht - Konfidenzintervalle bestimmt, für die $W\{\theta \in KI(z)\} \geq 1-\alpha$ gilt, die also tendenziell sicherer sind als mit SW $1-\alpha$ vorgegeben.

Wie eine Intervallschätzung im diskreten Fall praktisch erfolgt, soll nunmehr für die zentrale Schätzung und die angesprochene nichtzentrale Prozedur nach STERNE untersucht werden. -

Bei der *zentralen KI-Schätzung* - in der Statistik seit langem bekannt - ist die Menge der $KI(z)$ durch eine Menge ebenfalls *zentraler* - die besondere Bedeutung von "zentral" wird sofort deutlich - *Annahmebereiche* bestimmt, auf die zunächst eingegangen werden soll.

Einen speziellen $A(\theta_0)$, nämlich für den Test von $H_0: \theta = \theta_0$, vorgegebenen Umfangs $1-\alpha$ erhält man dabei unter Verwendung der Verteilungsfunktion von Z ,

1 Es muß hier "i. d. R." heißen, da bei speziellen Werten von θ für $A(\theta)$ $W\{z \in A(\theta)\} = 1-\alpha$ zutreffen kann.

2 Vgl. Neyman, J.; On the Problem of Confidence Intervals, AMS 6(1935), S. 111 ff., hier insbesondere S. 115.

$F(z|\theta_0)$, wie folgt¹: Als Unter- und Obergrenze, z_u und z_o , werden die Ausprägungen von Z bestimmt, die

$$F(z_{u-1}|\theta_0) \leq \frac{\alpha}{2} < F(z_u|\theta_0) \quad (3.25)$$

$$F(z_o|\theta_0) \geq 1 - \frac{\alpha}{2} > F(z_{o-1}|\theta_0) \quad (3.26)$$

erfüllen. Dabei stehen z_{u-1} für die ausgehend von z_u und z_{o-1} für die ausgehend von z_o nächstkleinere Ausprägung z .

Der so bestimmte Annahmebereich ist *zentral in dem Sinne*, daß sich das Ereignis $z \notin A(\theta_0)$ unter H_0 mit jeweils gleicher Wahrscheinlichkeit von höchstens $\frac{\alpha}{2}$ auf den Fall $z < z_u$ und den Fall $z > z_o$ verteilt.

Läßt man θ alle Werte $\theta \in \Omega_\theta$ annehmen, so erhält man die Menge *zentraler* Annahmebereiche für vorgegebenen Umfang $1-\alpha$. Die Ober- und Untergrenzen ergeben sich dabei als unstetige Funktion von θ , da Ω_Z ein diskreter Ereignisraum ist.

Das Ergebnis ist in Abb. 3.5 (S. 59) am Beispiel einer Binomialstichprobe vom Umfang $n=10$ dargestellt². Z ist dort als Erfolgsanteil in der Stichprobe zu interpretieren. Der Umfang des Tests beträgt $1-\alpha = 0,95$.

¹ Eine ausführliche Diskussion der zentralen KI-Schätzung erfolgt am Beispiel von binomialverteilten ZV bei Clopper, C.J. und E.S. Pearson; The Use of Confidence or Fiducial Limits Illustrated in the Case of the Binomial, BA 26 (1934), S. 404 ff.

² Die Abbildung beruht auf eigenen Berechnungen. Zu Vorgehen und Genauigkeit vgl. das in Anhang B2, S. 169 ff. ausführlich erläuterte Beispiel.

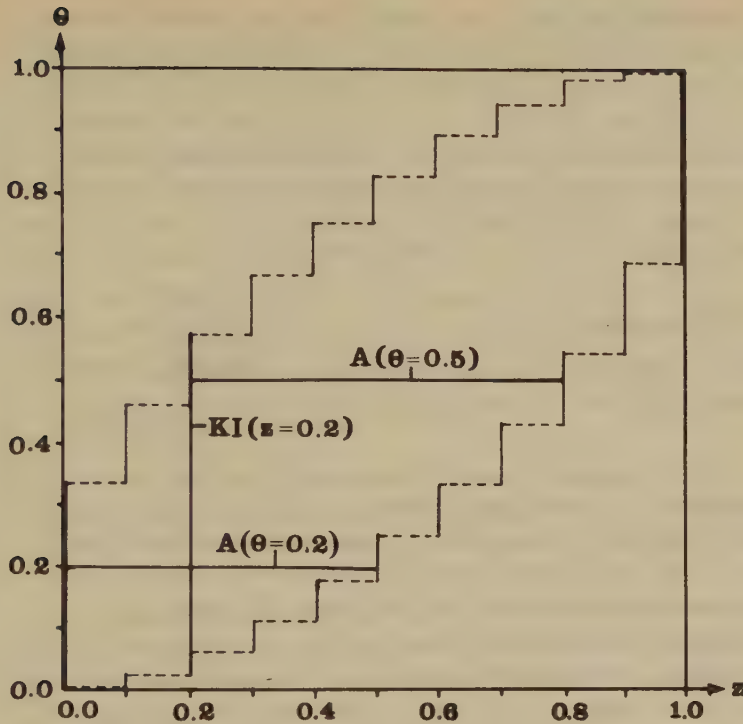


Abb. 3.5: Beispiel für die Konstruktion der Menge zentraler Konfidenzintervalle

In Abb. 3.5 sind zwei spezielle Annahmebereiche für $H_0: \theta_0 = 0,2$ und $H'_0: \theta_0 = 0,5$ hervorgehoben. Im ersten Fall umfaßt $A(\theta)$ danach die Ausprägungen $z = 0, \frac{1}{10}, \dots, \frac{5}{10}$, im zweiten $z = \frac{2}{10}, \frac{3}{10}, \dots, \frac{8}{10}$.

Aus der Menge der zentralen $A(\theta)$ folgt die der zentralen Schätzintervalle nach (3.23):

$$\theta \in KI(z) \text{ genau dann, wenn } z \in A(\theta) . \quad (3.23)$$

In dem Beispiel aus Abb. 3.5 führt das Ereignis $z = 2/10$ demnach zu einem Schätzintervall $\hat{\theta}_u \leq \theta \leq \hat{\theta}_o$ von $0,022 - \theta \leq 0,579$; denn für diesen Bereich aus Ω_θ gilt $z \in A(\theta)$.

Die Grenzen $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ eines KI(z) erhält man dann als die Werte aus Ω_θ , für die folgende Beziehungen gelten¹.

$$F(z-1|\hat{\theta}_u) = 1 - \frac{\alpha}{2}, \quad (3.27)$$

$$F(z|\hat{\theta}_o) = \frac{\alpha}{2} \text{ gilt.} \quad (3.28)$$

Sie lassen sich daher *in der Praxis* in Tabellen der Verteilungsfunktion von Z einfach nachschlagen oder interpolieren.

Die Eigenschaften zentraler Intervallschätzung betreffend ist folgendes festzuhalten. Ebenso wie die Menge der zentralen $A(\theta)$ durch eine über dem Umfang $1-\alpha$ liegende Eintrittswahrscheinlichkeit, so ist auch die Menge korrespondierender KI(z) durch eine über $1-\alpha$ liegende SW gekennzeichnet. Dies ergibt sich aus (3.24) und bedeutet andererseits, daß die KI(z) bei vorgegebener SW *tendenziell zu breit* sind.

Hier knüpft das *nichtzentrale* Verfahren an, das im folgenden dargestellt wird. Es führt bei ZV mit asymmetrischer Wahrscheinlichkeitsfunktion zu einer *tendenziellen Verkürzung* der KI(z). Zunächst soll wiederum auf korrespondierende Annahmebereiche eingegangen werden².

¹ Nach (3.27) bestimmt sich als Untergrenze des Schätzintervalls der Parameterwert aus Ω_θ , unter dem z mit $W=1-\frac{\alpha}{2}$ erreicht oder überschritten, entsprechend nach (3.28) als Obergrenze der Wert unter dem z mit $W = \frac{\alpha}{2}$ erreicht oder unterschritten wird. Vgl. Brownlee, K²A.; a.a.O., S. 129 f. Vgl. hierzu auch Funote 1, S. 67.

² Vgl. hierzu Sterne, T.E.; Some Remarks on Confidence or Fiducial Limits, BA 41 (1954), S. 275 ff. und Crow, E.L.; Confidence Intervals for a Proportion, BA 43 (1956), S. 423 ff., STERNE und CROW diskutieren das Verfahren am Beispiel von binomialverteilten ZV.

Einen speziellen nichtzentralen $A(\theta_0)$ für $H_0: \theta = \theta_0$, erhält man als Bereich *der* Ausprägungen von Z mit den größten Eintrittswahrscheinlichkeiten unter H_0 . D. h., bei vorgegebenm Umfang $1-\alpha$ werden ausgehend von dem z mit der größten Wahrscheinlichkeit solange sukzessive die jeweils nächstwahrscheinlichsten Ausprägungen zuge-schlagen, bis ihre Eintrittswahrscheinlichkeit insge-samt $1-\alpha$ erreicht oder überschreitet¹.

Bezeichnet man den kleinsten dieser Werte wieder mit z_u , den größten mit z_o , so ergibt sich anstelle von (3.25) und (3.26) nunmehr:

$$F(z_o|\theta_0) - F(z_{u-1}|\theta_0) \geq 1-\alpha \quad (3.29)$$

Der so bestimmte Annahmehereich braucht demnach keine zentrale Teilmenge von z in der durch $W(z < z_u) \leq \frac{\alpha}{2}$ und $W(z > z_o) \leq \frac{\alpha}{2}$ beschriebenen Weise zu sein.

Das erläuterte Verfahren der Bestimmung des nichtzentra-len $A(\theta_0)$ impliziert, daß dieser - gemessen an der An-zahl der enthaltenen Ausprägungen z - niemals breiter, wohl aber von gleicher Breite oder auch kürzer als ein zentraler Annahmehereich für gleichen Umfang ausfallen kann. Aus dem Verfahren geht weiter hervor, daß es einen kürzeren $A(\theta_0)$ dieses Umfangs *nicht* gibt. Die Menge der STERNE - $A(\theta)$ besitzt demnach eine *minimale Durch-schnittsbreite*.

Wird nunmehr zu der Menge der STERNE - $A(\theta)$ nach

$$\theta \in KI(z) \text{ genau dann, wenn } z \in A(\theta) \quad (3.23)$$

¹ Dieses Verfahren ist das von STERNE. CROW hat eine ge-ringfügige Modifikation vorgeschlagen, die für die wei-tere Diskussion aber nicht von Interesse ist. Vgl. Crow, a.a.O., S. 424 f.

die korrespondierende Menge von *Schätzintervallen* bestimmt, so hat diese offensichtlich ebenfalls eine minimale Durchschnittsbreite. Das Prinzip von STERNE führt demnach zu $KI(z)$ *geringster Durchschnittsbreite*¹.

Es erscheint nunmehr aber plausibel, dem Kriterium der Durchschnittsbreite das der *erwarteten Breite* der $KI(z)$ zur Beurteilung alternativer Prozeduren vorzuziehen. In das letzte geht die Breite der $KI(z)$ gewichtet mit den jeweiligen Eintrittswahrscheinlichkeiten von $z \in \Omega_z$ ein². Berücksichtigt man, daß die Wahrscheinlichkeiten von z eine Funktion des wahren Parameters θ sind, so wird deutlich, daß auch die erwartete Breite der $KI(z)$ aus alternativen Prozeduren von θ abhängig ist. Insofern setzt eine vergleichende Beurteilung eine a priori-Annahme über den unbekannten Parameter θ voraus.

Im folgenden wird von einer Gleichverteilung von θ in Ω_θ ausgegangen³. Wie unter dieser Voraussetzung zentrale und nichtzentrale Intervallschätzung hinsichtlich der erwarteten Intervallbreite zu beurteilen sind, wird der folgende Abschnitt zeigen. Binomial- und Pascalschichproben stehen dabei als die interessierenden Anwendungsfälle im Vordergrund.

1 Auf Probleme bei Auftreten unverbundener Annahmehereiche oder Schätzintervalle soll an dieser Stelle nicht eingegangen werden. Vgl. hierzu die Ausführungen auf S. 64 ff.

2 Zu den Kriterien der durchschnittlichen und erwarteten Breite von Konfidenzintervallen vgl. Kendall, M.G. und A. Stuart; a.a.O., S. 119 ff.

3 Dies bedeutet praktisch, daß neben der Stichprobenrealisation selbst keinerlei Zusatzinformation in die statistische Schlußfolgerung eingeht.

3.4.2.2 Intervallschätzung bei Binomial- und Pascalstichproben

Die weitere Darstellung stellt auf Binomial- und Pascalstichproben ab. Es wird dabei zunächst auf die theoretischen Eigenschaften von zentralen und nichtzentralen Schätzintervallen eingegangen. Anschließend sollen einige praktische Probleme einer Anwendung der Schätzverfahren diskutiert werden. Der Binomialfall kann unter Verweis auf entsprechende Veröffentlichungen in gedrängter Form behandelt werden. Schwerpunkt des folgenden Abschnitts ist die Intervallschätzung im Pascalfall.

Zuerst sei jedoch kurz der *binomiale* Anwendungsfall betrachtet. Theoretische Überlegungen sprechen dafür, dem *nichtzentralen* Verfahren nach STERNE hierfür vor der zentralen KI-Schätzung den Vorzug zu geben. Es ist insofern *optimal*, als es zu Schätzintervallen führt, die nicht nur im Durchschnitt über alle Ausprägungen des Ereignisraums der binomialen ZVX, sondern auch nach dem Kriterium der *erwarteten Breite* bei vorgegebener SW die *kürzesten* sind. Dies gilt zumindest unter der getroffenen Gleichverteilungsannahme für θ . Dann sind nämlich - wie CROW gezeigt hat - alle Ausprägungen von X gleichwahrscheinlich, und Durchschnitts- und erwartete Breite der KI stimmen überein¹. Die Entscheidung für ein Verfahren hat allerdings neben theoretischen auch praktisch/rechentechnische Aspekte zu berücksichtigen, auf die noch zurückzukommen sein wird².

¹ Crow, E.L.; a.a.O., S. 434.

² Vgl. insbesondere S. 65 und 68 f.

Es soll zunächst weiter geprüft werden, ob sich eine kürzeste erwartete Breite für das STERNE-Verfahren auch im Pascalfall nachweisen läßt. Den STERNE-KI liegen kürzeste Annahmebereiche zugrunde, und sie besitzen daher - wie unter 3.4.2.1 erläutert - generell eine minimale Durchschnittsbreite. Es lassen sich zudem Argumente dafür anführen, daß im Pascalfall auch die erwartete Breite der nichtzentralen kleiner als die der zentralen Schätzintervalle ist¹. Ein einfacher Beweis, wie ihn CROW für den Binomialfall gibt, scheidet hier aber aus, da ein Schluß von der durchschnittlichen auf die erwartete Breite nicht möglich ist; denn im Pascalfall gelten unterschiedliche Eintrittswahrscheinlichkeiten für $n \in \Omega_N$.

Wenn - wie hier - ein allgemeiner Beweis für die Überlegenheit eines zweier alternativer Verfahren nicht geführt werden kann, empfiehlt sich die Verwendung des einfacheren. Das ist - wie sich noch zeigen wird - die zentrale Intervallschätzung.

Für die Wahl des im Pascalfall anzuwendenden Verfahrens war letztlich aber auch eine praktische Überlegung von entscheidender Bedeutung. Hierzu seien die nach beiden Verfahren resultierenden Intervalle einmal am Beispiel

¹ Es läßt sich zeigen, daß Schätzintervalle KI_1 dann eine geringere erwartete Breite als KI_2 haben, wenn für sie die Menge der nach (3.23) entsprechenden Annahmebereiche größere Macht besitzt. Vgl. Pratt, J.W.; Length of Confidence Intervals, JASA 56 (1961), S. 549 ff. Nun erscheint plausibel, daß - bedingt durch ihr Konstruktionsprinzip - bei einem Test von $H_0: \theta = \theta_0$, vorgegebenen Umfangs $1-\alpha$ der tatsächliche Umfang, $W\{n \in A(\theta_0)\}$ - unter H_0 -, im nichtzentralen Fall tendenziell kleiner als im zentralen ist. Gleiches wäre dann auch bezüglich der Macht, $W\{n \in A(\theta_0)\}$ unter $H_1: \theta \neq \theta_0$, zu erwarten.

einer Pascalstichprobe bis zum $(x=4)$ -ten Erfolg für vorgegebene $SW\ 1-\alpha = 0,9$ - in Abb. 3.6 graphisch veranschaulicht - betrachtet.

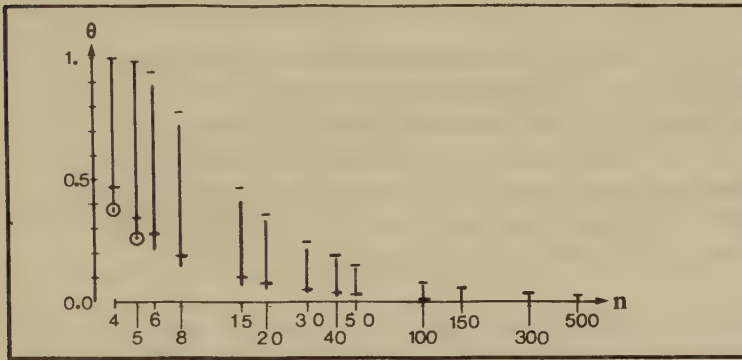


Abb.¹ 3.6: Zentrale und nichtzentrale 90%-Konfidenzintervalle für θ bei Pascalstichproben bis zum $(x=4)$ -ten Erfolg

Die STERNE-Intervalle wurden dort für einige n aus Ω_N durch senkrechte Linien markiert. Zum Vergleich sind ebenfalls die Grenzen der zentralen Schätzintervalle - als waagerechte Balken - für diese Ausprägungen eingetragen. Während die zentralen Intervalle nun stets einen zusammenhängenden Bereich (zwischen je zwei Balken) darstellen, ergeben sich bei der *nichtzentralen* Intervallschätzung auch *unverbundene* Bereiche. Dies gilt z. B. für² $n=4$ und $n=5$, wie die unterbrochenen senkrech-

¹ Die Skala der Abszisse ist logarithmisch.

² Die kleinen unverbundenen Bereiche wurden in Abb. 3.6 zur Hervorhebung eingekreist.

ten Linien für diese $KI(n)$ in Abb. 3.6 verdeutlichen¹. Die Existenz von unverbundenen Schätzintervallen ist praktisch unerfreulich und erschwert die Interpretation von Schätzergebnissen.

Abschließend sei noch auf rechentechnische Aspekte bei der Schätzverfahren bei Binomial- und Pascalstichproben eingegangen. Zentrale Schätzintervalle lassen sich nach (3.27) und (3.28) über die Funktion der kumulierten Wahrscheinlichkeiten ermitteln. Für den Fall von Binomialstichproben kann dabei auf Tabellen der binomialen Verteilungsfunktion zurückgegriffen werden².

Auch bei Pascalstichproben können zur zentralen Intervallschätzung Tabellen der Binomialverteilung verwendet werden. Denn zu zentralen Schätzintervallen $KI(n)$ für die pascalverteilte ZV N lassen sich korrespondierende zentrale $KI(x)$ für die binomialverteilte ZV X bestimmen. Dies kann wie folgt gezeigt werden:

Zur Bestimmung von Unter- und Obergrenze des zentralen $A(\theta)$ eines Tests vom Umfang $1-\alpha$ erhält man bei einer pascalverteilten ZV N mit Parameter x nach (3.24) und (3.25):

$$F_P(n_{u-1}|x, \theta) \leq \frac{\alpha}{2} < F_P(n_u|x, \theta) \quad (3.30)$$

$$F_P(n_o|x, \theta) \geq 1 - \frac{\alpha}{2} > F_P(n_{o-1}|x, \theta) \quad (3.31)$$

¹ Vgl. hierzu die Ausführungen unter B2, S. 169 ff. Dort wird die Bestimmung von Annahmebereichen und Schätzintervallen nach dem STERNE-Verfahren im Fall von Pascalstichproben eingehend beschrieben und eine Tabelle der Schätzintervallgrenzen angegeben, die Abb. 3.6 zugrundeliegen. Für die STERNE-Intervalle wurden eigene Berechnungen am Rechenzentrum der Universität Münster durchgeführt.

² Vgl. z. B. Beyer, W.H. (Hrsg.); a.a.O., S. 194. Daneben können aber auch Tabellen der "Incomplete Betafunction" verwendet werden. Vgl. z. B. Pearson, E.S. und N.L. Johnson (Hrsg.); Tables of the Incomplete Beta-Function, 2. Auflage, Cambridge 1968. Der Zusammenhang dieser Verteilung zur Binomialverteilung wird einleitend erläutert. Vgl. ebenda, hier insbesondere "Introduction", S. 23 f.

Für die nach:

$$\theta \in KI(n) \text{ genau dann, wenn } n \in A(\theta) \quad (3.23)$$

zu ermittelnden zentralen Schätzintervalle ergeben sich aus (3.27) und (3.28) als $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ die Werte aus Ω_θ für die gilt¹:

$$F_P(n|x, \hat{\theta}_u) = \frac{\alpha}{2} \quad (3.32)$$

bzw.

$$F_P(n-1|x, \hat{\theta}_o) = 1 - \frac{\alpha}{2} \quad (3.33)$$

Unter Berücksichtigung von

$$F_P(n|x, \theta) = 1 - F_B(x-1|n, \theta), \quad (3.9)$$

lassen sich $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ aber auch wie folgt bestimmen:

$$\left. \begin{aligned} F_P(n|x, \hat{\theta}_u) &= 1 - F_B(x-1|n, \hat{\theta}_u) = \frac{\alpha}{2} \\ F_B(x-1|n, \hat{\theta}_u) &= 1 - \frac{\alpha}{2} \end{aligned} \right\} \quad (3.34)$$

und

$$\left. \begin{aligned} F_P(n|x, \hat{\theta}_o) &= 1 - F_B(x-1|n-1, \hat{\theta}_o) = 1 - \frac{\alpha}{2} \\ F_B(x-1|n-1, \hat{\theta}_o) &= \frac{\alpha}{2} \end{aligned} \right\} \quad (3.35)$$

Nach (3.34) und (3.35) kann auch aus einer Pascalstichprobe eine Schätzung von $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ unter Rückgriff auf die *binomiale* Verteilungsfunktion erfolgen. $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ sind als die Werte aus Ω_θ nachzuschlagen oder zu interpolieren, unter denen sich

¹ (3.27) und (3.28) gelten für eine ZV Z, deren Verteilungsfunktion F(z) - wie z. B. im Binomialfall - eine monoton steigende Funktion von θ ist. Fällt F(z) dagegen - wie z. B. bei der Pascalverteilungsfunktion - mit θ monoton ab, so sind die Grenzen $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ in (3.27) und (3.28) gegeneinander zu vertauschen. Dies führt dann zu (3.32) und (3.33).

$$\left. \begin{aligned} F_B(x-1|n, \hat{\theta}_u) &= 1 - \frac{\alpha}{2} \\ F_B(x-1|n-1, \hat{\theta}_o) &= \frac{\alpha}{2} \end{aligned} \right\} \quad (3.36)$$

ergibt.

Auf diese Beziehungen zwischen den Schätzintervallgrenzen hat z. B. FINNEY bereits hingewiesen¹. Ein Vergleich von (3.36) mit (3.27) und (3.28) zeigt, daß die Schätzung von $\hat{\theta}_u$ aus einer Pascalstichprobe mit Parameter x bei dem Ereignis $N=n$ mit einer Schätzung im Binomialfall (Ereignis $X=x$ für vorgegebenen Parameter n) übereinstimmt. Die Obergrenze läßt sich dann als der Schätzwert $\hat{\theta}_o$ für eine Binomialstichprobe vom Umfang $n-1$ mit $X=x-1$ ermitteln².

Die *zentrale* Intervallschätzung bereitet demnach keine rechentechnischen Probleme bei Binomial- und Pascalstichproben, da in beiden Fällen auf Tabellen der *Binomialverteilung* zurückgegriffen werden kann³. Zudem sind dabei - dies geht aus der Art der Ermittlung der Grenzen $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ hervor - keine unverbundenen Bereiche möglich.

Bei dem *nichtzentralen* Verfahren nach STERNE kann die Intervallschätzung dagegen an der Verteilungsfunktion der jeweiligen ZV nicht unmittelbar ansetzen. Diese Prozedur setzt zunächst die Ermittlung der Menge von nichtzentralen Annahmebereichen voraus, aus denen dann anschließend nach (3.23) Schätzintervalle hervorgehen. Allerdings lie-

¹ Finney, D. J.; On a Method of Estimating Frequencies, BA 36 (1949), S. 233 f., hier S. 234.

² Vgl. ebenda.

³ Es ist auch eine Tabelle für die negative Binomialverteilung selbst veröffentlicht. Vgl. Williamson, E. und M. Bretherton; Tables of the Negative Binomial Probability Distribution, London/New York 1963. Dabei werden allerdings nur ausgewählte Werte für θ berücksichtigt, sodaß die Verwendbarkeit - so für die vorliegende Untersuchung - begrenzt ist.

gen für den *binomialen* Fall in dem Bereich kleiner Stichprobenumfänge bereits Tabellen für die STERNE-KI vor¹. Solche Tabellen sind für *Pascalstichproben* dagegen bislang offenbar nicht zugänglich.

Zwischen den Grenzen der Intervalle $KI(n)$ und $KI(x)$ gibt es bei nichtzentraler Schätzung keine (3.34) und (3.35) vergleichbare Wechselbeziehung, denn eine solche Beziehung kann zwischen den Grenzen der zugrundeliegenden STERNE-Annahmebereiche nicht bestehen². Demnach lassen sich die nichtzentralen $KI(n)$ auch nicht unter Rückgriff auf die angeführten Tabellen entsprechender $KI(x)$ ermitteln, sondern machen eigene Berechnungen erforderlich.

Es wurde im empirischen Teil der Arbeit auf eine Anwendung der nichtzentralen Intervallschätzung verzichtet. Rechentechnische Gesichtspunkte waren dabei nicht ausschlaggebend, zumal eine EDV-Anlage zur Verfügung stand. Für den praktisch dominierenden Pascalfall spricht die erläuterte "Beweisnot" hinsichtlich der Überlegenheit sowie die Existenz unverbundener Annahmebereiche gegen eine Verwendung des nichtzentralen Verfahrens; in den wenigen binomialen Stichproben wurde aus Gründen

1 Vgl. hierzu neben der in Fußnote 2 auf S. 60 dieser Arbeit zitierten Referenz von STERNE vor allem die Tabellierung von WALTON. Er hat die Grenzen θ_u, θ_o für $n < 30$ und $SW=1-\alpha$ von 0.5 (0.1) 0.9, 0.95 und 0.99 bestimmt. Vgl. Walton, G.S.; A Note on Nonrandomized Neyman-Shor-test Unbiased Confidence Intervals for the Binomial and Poisson Parameters, BA 57 (1970), S. 223 ff.

2 Argumentiert man mit dem Ereignisgitter aus Abb. 3.1 auf S. 29, so besteht ein Annahmebereich im Pascalfall aus einer Menge *waagerecht* zugeordneter Gitterpunkte $G(n, x)$. Bei einer Stichprobe bis zum x_o -ten Erfolg sind es die Punkte: $G(n, x_o), G(n+1, x_o), \dots, G(n_o, x_o)$, mit den Annahmebereichsgrenzen n_u und n_o . Da die Annahmebereiche im Binomialfall aus einer Menge *senkrecht* zugeordneter Gitterpunkte bestehen, sind *zwei* zur Bestimmung der Grenzen n_u und n_o eines Pascal-Annahmebereiches erforderlich. Dabei wäre nach dem nichtzentralen Verfahren aber nicht gewährleistet, daß $W(n_u \leq n \leq n_o) \geq 1-\alpha$ also der vorgegebene Umfang für den Annahmebereich zutrifft.

der Einheitlichkeit ebenfalls der zentralen Prozedur der Vorzug gegeben.

Auf Möglichkeiten der sogenannten Randomisierung von KI-Schätzverfahren wird unter 3.6 noch gesondert eingegangen. Es sei vorweggenommen, daß sie bei der Intervallschätzung aus noch anzuführenden Gründen nicht empirisch angewendet wurden, wohl aber verschiedentlich in Tests.

3.5 Verfahren des Homogenitätstests bei zwei Stichproben

3.5.1 Allgemeine Überlegungen zur Wahl eines Testverfahrens

Über die Effekte von Standort, Tageszeit und Stellplatzart auf Anteil und Aufkommen von Parkraumsuchern im fließenden Verkehr ist - wie sich unter 2.3 zeigte - letztlich nur empirisch Klarheit zu gewinnen¹. In diesem Abschnitt ist hierfür ein geeigneter Homogenitätstest vorzustellen. Zunächst erfolgt dabei unter 3.5.1 eine kurze Diskussion einiger etablierter Verfahren. Unter Punkt 3.5.2 wird dann der in der vorliegenden Untersuchung angewandte Test dargestellt. Im Vordergrund der Betrachtungen steht zunächst der Fall *zweier* Stichproben; eine Verallgemeinerung des verwendeten Tests auf mehr Stichproben ist im Zusammenhang mit der Randomisierung einfach möglich und wird unter 3.6 diskutiert.

Zunächst sei der Homogenitätstest bei (zwei) *Binomial*-stichproben betrachtet. Hierfür lassen sich gleich mehrere Verfahren zur Prüfung der Homogenitätshypothese

¹ Vgl. insbesondere S. 16 f.

$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta$, anführen. Neben dem sogenannten Fisher Exact-Test sind dies z. B. der χ^2 -Test nach Pearson und der Likelihood-Ratio-Test¹.

Gemeinsam ist den drei Verfahren, daß die Stichprobenverteilung eines bestimmten Ereignisses unter H_0 am Anfang der Überlegungen steht. Dieses Ereignis ist - einfach ausgedrückt - die Besetzung der vier Felder einer 2×2 Kontingenztafel und folgt unter H_0 einer Multinomialverteilung². Bezeichnet man die Binomialstichproben als B_1 und B_2 , ihre Stichprobenumfänge als n_1 und n_2 und deren Summe als n , und schreibt für die ZV Anzahl von Erfolgen und Mißerfolgen in B_1 X_1 und Y_1 - in B_2 entsprechend X_2 und Y_2 - so erhält man den folgenden Vektor der erwarteten relativen Häufigkeiten:

$$E\left(\frac{X_1}{n}, \frac{X_2}{n}, \frac{Y_1}{n}, \frac{Y_2}{n}\right).$$

Hierfür gilt unter H_0 :

$$E\left(\frac{X_1}{n}, \frac{X_2}{n}, \frac{Y_1}{n}, \frac{Y_2}{n}\right) = (\theta \cdot n_1, \theta \cdot n_2, (1-\theta) \cdot n_1, (1-\theta) \cdot n_2) \quad (3.36)$$

Je größer nunmehr die Abweichung der Realisationen

$$\left(\frac{x_1}{n}, \frac{x_2}{n}, \frac{y_1}{n}, \frac{y_2}{n}\right) \text{ von den Erwartungswerten aus}$$

(3.36) ist, desto weniger plausibel erscheint H_0 , eine Überlegung, die allen angeführten Testverfahren zugrunde liegt.

1 Im weiteren werden für den Fisher Exact-Test, den χ^2 -Test nach Pearson und den Likelihood Ratio-Test die Abkürzungen FE-Test, χ^2 -Test und LR-Test verwendet. Zum FE-Test für den Fall von zwei Binomialstichproben vgl. z. B. Hays, W.L.; a.a.O., S. 737 ff; Siegel, Sidney; Nonparametric Methods for the Behavioral Sciences, New York/London/Toronto 1956, S. 96 ff; Kendall, M.G. und A. Stuart; a.a.O., S. 569 ff. Zu den anderen Verfahren vgl. insbesondere Cochran, W.G.; The χ^2 -Test of Goodness of Fit, AMS 12 (1952), S. 315 ff. bzw. Woolf, B.; The Log Likelihood Ratio Test (The G-Test), Annals of Human Genetics 21 (1957), S. 397 ff.

2 Vgl. z. B. Kendall, M.G. und A. Stuart; a.a.O., S. 436 ff.

Ab hier treten aber Unterschiede in den Verfahren auf. Einerseits machen sich χ^2 -Test und LR-Test die *asymptotische* Normalverteilung der Feldhäufigkeiten zunutze. Sie geben dann hiervon ausgehend - allerdings in unterschiedlicher Weise - eine asymptotisch χ^2 -verteilte Teststatistik an¹. Auf der anderen Seite basiert der FE-Test auf der *exakten* (multinomialen) Stichprobenverteilung. Es ist bekannt, daß eine Anwendung von χ^2 -Test und LR-Test auf kleine Stichproben *problematisch* ist, wobei hinsichtlich der Voraussetzungen ihres Einsatzes - z. B. geforderte Mindestumfänge der Stichproben - auf die Literatur verwiesen werden soll².

Es sei nun auch der für die vorliegende Untersuchung interessante *Pascalfall* betrachtet; d. h. zwei Pascalschichproben P_1 und P_2 mit den Parametern x_1 und x_2 sollen vorliegen. Es stellt sich dann die Frage der prinzipiellen Übertragbarkeit der soeben angeführten Testverfahren³.

Zunächst einige Überlegungen für den χ^2 -Test und den LR-Test. Es wurde bereits festgestellt, daß sich im Pascalfall *asymptotisch* für Erfolgs- und Mißerfolgsanteil dieselbe Verteilung wie bei binomialer Ernahtne ergibt⁴. Daher erscheint es grundsätzlich möglich, den χ^2 -

1 Vgl. Kendall, M.G. und A. Stuart; a.a.O., S. 436 ff.

2 Vgl. z. B. Cochran, W.G.; a.a.O., insbesondere S. 328 ff.

3 Auf den Pascalfall wurden die angeführten Homogenitätstests bislang - nach Wissen des Verfassers - noch nicht angewendet.

4 Dies gilt, obwohl im binomialen Fall n_1 und n_2 vorgegeben X_1 bzw. Y_1 und X_2 bzw. Y_2 die ZV sind, in der Pascalschichprobe dagegen x_1 und x_2 vorgegeben und N_1 (bzw. Y_1) und N_2 (bzw. Y_2) die ZV. Vgl. hierzu die Ausführungen auf S. 49.

Test und den LR-Test für große Stichproben auch auf den Pascalfall zu übertragen.

Dieser Möglichkeit wurde hier aber nicht weiter nachgegangen; denn neben der Herleitung der (asymptotisch χ^2 -verteilten) Teststatistiken, wäre - vor ihrer Anwendung - die *Güte der Approximation* durch die χ^2 -Verteilung für "kleine" Stichproben zu prüfen. Hierfür hätten aber umfangreiche Simulationen durchgeführt werden müssen, die im Rahmen dieser Arbeit nicht erfolgen konnten¹. Zudem hätte sich dabei auch eine schlechte Näherung bei kleinen Umfängen herausstellen können. Nur der FE-Test läßt sich von den betrachteten Verfahren - wie unter 3.5.2 gezeigt wird - ohne Schwierigkeiten auf Pascals Stichproben übertragen. Ausgehend von dem binomialen Anwendungsfall ist die *eine* Stichprobenverteilung dabei einfach durch eine *andere* zu ersetzen.

3.5.2 Das Verfahren des Fisher Exact-Test (FE-Test)

Die folgenden Überlegungen sollen an einem Zahlenbeispiel illustriert werden. Dabei wird dieses Beispiel sowohl für das Binomial- wie das Pascalentnahmeverfahren erläutert, damit die entsprechende Modifizierung des Verfahrens deutlich wird.

Zunächst sei davon ausgegangen, daß die in Tabelle² 3.1 gegebenen Feldhäufigkeiten Realisationen zweier *Binomial*-stichproben B_1 und B_2 der Umfänge n_1 und n_2 sind. Für die Summen von Erfolgen und Mißerfolgen in beiden Stichproben wird x . und y . geschrieben, für die der Stichprobenumfänge n .

1 Zur Anpassungsgüte für den *binomialen* Fall vgl. z. B. Grizzle, J.E.; Continuity Correction in the χ^2 -Test for 2×2 Tables, The American Statistician (1967), Oct., S. 28 ff. und Woolf, B.; a.a.O., insbesondere S. 406.

2 Vgl. Tab. 3.1, S. 74.

Stich- probe	absol. Häufigkeiten		
	Mißer- folge	Erfol- ge	Elemen- te
1	$y_1=4$	$x_1=2$	$n_1=6$
2	$y_2=2$	$x_2=5$	$n_2=7$
Σ	$y.=6$	$x.=7$	$n.=13$

Tabelle 3.1: Zahlenbeispiel für die Realisationen zweier Stichproben

Unter Berücksichtigung der unter 3.3.3 für binomialverteilte ZV dargestellte Additivitätseigenschaft kann das aus B_1 und B_2 zusammengesetzte Ereignis aus der Tabelle 3.1 - unterstellt, $H_0: \theta_1=\theta_2=\theta$, trifft zu - zusammengefaßt werden, x . ist dann als Realisation einer binomialverteilten ZV X mit den Parametern θ - der konkrete Wert von θ hat letztlich, wie sich zeigen wird, keine Bedeutung - und n . zu interpretieren. Als Eintrittswahrscheinlichkeit für x . erhält man daher nach (3.4):

$$W(X=x.) = f_B(x.|n.,\theta) = \binom{n.}{x.} \theta^{x.} (1-\theta)^{n.-x.}. \quad (3.37)$$

Der FE-Test stellt nunmehr auf die *bedingte* Verteilung des Ereignisses ab. Betrachtet wird die Stichprobenverteilung der ZV in den vier Feldern, wenn alle Randhäufigkeiten konstant sind¹. Der bedingte Ereignisraum umfaßt dann für das Beispiel in Tabelle 3.1 alle möglichen Kombinationen der Realisationen von zwei Binomialstichproben B_1 und B_2 mit den Umfängen $n_1=6$ und $n_2=7$, die insgesamt $x.=7$ Erfolge und $y.=6$ Mißerfolge aufweisen.

¹ Dabei ist zu beachten, daß bei einer 2 x 2-Kontingenztafel mit konstanten Randhäufigkeiten nur ein Freiheitsgrad vorliegt, also *eine* der Ausprägungen x_1 , x_2 , y_1 oder y_2 die restlichen determiniert.

Dieser (bedingte) Ereignisraum - mit Ω_T bezeichnet - enthält genau die in Tabelle 3.2 verzeichneten insgesamt sieben Ausprägungen t_i ($i=1, \dots, 7$):

Ausprägung		t_i	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7
Stichprobe	B_1	$y_{1i} \ x_{1i}$	0 6	1 5	2 4	3 3	4 2	5 1	6 0
	B_2	$y_{2i} \ x_{2i}$	6 1	5 2	4 3	3 4	2 5	1 6	0 7
Σ		$y_{.i} \ x_{.i}$	$y_{.i}=6, \ x_{.i}=7, \text{ für alle } i$						

Tabelle 3.2: Bedingter Ereignisraum Ω_T der Realisationen t_i zweier Binomialstichproben

Die t_i sind die Ausprägungen einer ZV T , *Feldhäufigkeiten in einer 2×2 Kontingenztafel bei vorgegebenen Randsummen: $n_1, n_2, y., x.$* Zur Unterscheidung zwischen den t_i wurde (vgl. Tabelle 3.2) eine zusätzliche Indizierung vorgenommen. Erfolge und Mißerfolge in B_1 bzw. B_2 in einer durch t_i gegebenen Aufteilung werden als x_{1i} und y_{1i} bzw. x_{2i} und y_{2i} bezeichnet.

Den t_i lassen sich nunmehr auf der Grundlage allein kombinatorischer Überlegungen - d. h., ohne Kenntnis oder Schätzung von θ - Eintrittswahrscheinlichkeiten unter H_0 : $\theta_1=\theta_2=\theta$, zuordnen¹. Unter H_0 gilt für die $n_1+n_2=n$ beobachteten Realisationen - je nachdem, ob Erfolg oder Mißerfolg - θ bzw. $1-\theta$ als Eintrittswahrscheinlichkeit. Dann

¹ Zur Ableitung vgl. z. B. Tocher, K.D.; *Extension of the Neyman-Pearson Theory of Tests to Discontinuous Variates*, BA 37 (1950), S. 130 ff., hier insbesondere S. 140 ff.

kommt aber allen $\binom{n}{x}$ Permutationen, die unter Ω_T zu subsumieren sind, nach (3.37) eine gleiche Wahrscheinlichkeit zu. D. h., ihre bedingte Eintrittswahrscheinlichkeit beträgt $1/\binom{n}{x}$.

Berücksichtigt man nunmehr die jeweilige Zahl von Permutationen, die zu einer Ausprägung t_i führt - sie sei durch a_i gekennzeichnet -, so ergeben sich die (bedingten) Wahrscheinlichkeiten $W(t_i)$ als $a_i/\binom{n}{x}$. Die a_i sind dabei einfach als Produkt der Binomialkoeffizienten $\binom{n_1}{x_{1i}}$ und $\binom{n_2}{x_{2i}}$ zu bestimmen¹.

Für das angeführte Beispiel errechnet man den Vektor²

$$W(t_1, \dots, t_i, \dots, t_7) =$$

$$(0.004, 0.073, 0.306, 0.408, 0.184, 0.024, 0.001)$$

(3.38)

Entscheidend für die Testlogik ist nunmehr, daß die t_i bezüglich zweier Hypothesen H_0 und H_1 *sinnvoll geordnet* werden können. Eine derartige Ordnung ist bei der Indizierung von t über den Index i bereits vorgenommen.

Angenommen, $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta$, stehe die Alternativhypothese $H_1: \theta_1 > \theta_2$, gegenüber. Dann sind - vorausgesetzt H_1 sei wahr - die Permutationen, die in t_1 enthalten sind, die wahrscheinlichsten, die in t_2 die nächstwahrscheinlichsten usw.. Die unter t_7 subsumierbaren Permutationen besitzen die geringste Eintrittswahrscheinlichkeit. Bei der vorgenommenen Ordnung der t_i gilt demnach: Je kleiner der Index i ist, um so extremer "spricht" das betreffende Ereignis für H_1 .

¹ Jedes t_i repräsentiert die Realisationen von zwei Binomialstichproben. Die Anzahl von Permutationen, soweit unter eine Realisation subsumierbar, multipliziert mit derjenigen im anderen Fall, ergibt dann die Zahl von Permutationen in t_i insgesamt. Vgl. Tocher, K.D.; a.a.O., S. 140.

² Es ist anzumerken, daß die $W(t_i)$ sich auch aus der Wahrscheinlichkeitsfunktion einer hypergeometrisch verteilten Zufallsvariablen ergeben. Vgl. z. B. Hays, W.L.; a.a.O., S. 738.

$\sum_{j=1}^i W(t_j)$ gibt dann die kumulierten Wahrscheinlichkeiten für t_i sowie die extremer für $H_1: \theta_1 > \theta_2$, "sprechenden" Ereignisse $t_j (j=1, \dots, i-1)$ im folgenden $F_{\theta_1 > \theta_2}(t_i)$ geschrieben wieder:

$$F_{\theta_1 > \theta_2}(t_i) = \sum_{j=1}^i W(t_j) \quad (3.40)$$

Die kumulierten Wahrscheinlichkeiten der gegen $H_1': \theta_1 < \theta_2$ - also in umgekehrter Reihenfolge - angeordneten t_i werden entsprechend als $F_{\theta_1 < \theta_2}(t_i)$ bezeichnet.

Ausgehend von (3.40) kann nunmehr ein Annahmebereich A_t für H_0 eines Tests gegen $H_1: \theta_1 > \theta_2$, vom Umfang $1-\alpha$ einfach bestimmt werden: es gilt $t_i \in A_t$, wenn $F_{\theta_1 > \theta_2}(t_i) \geq \alpha$. Werden auch die Alternativhypothesen $H_1': \theta_1 < \theta_2$, und $H_1'': \theta_1 \neq \theta_2$, betrachtet, so erhält man folgende Annahmebereiche für H_0 ¹:

$t_i \in A_t$, wenn:

$$\left. \begin{aligned} F_{\theta_1 > \theta_2}(t_i) &\geq \alpha && (\text{gegen } H_1: \theta_1 > \theta_2) \\ F_{\theta_1 < \theta_2}(t_i) &\geq \alpha && (\text{gegen } H_1': \theta_1 < \theta_2) \\ F_{\theta_1 < \theta_2}(t_i) \text{ und } F_{\theta_1 > \theta_2}(t_i) &\geq \frac{\alpha}{2} && (\text{gegen } H_1'': \theta_1 \neq \theta_2) \end{aligned} \right\} \quad (3.41)$$

Fällt eine Realisation t_i in den entsprechenden Bereich A_t , wird H_0 bekanntlich angenommen. Umgekehrt führt $t_i \notin A_t$ zur Ablehnung von H_0 . Dann ist ein unter H_0 - aus (3.41) folgt bei richtiger H_0 : $W(t_i \notin A_t) \leq \alpha$ - unwahrscheinliches, dagegen aber unter der jeweiligen H_1 plausibles Ereignis

¹ Vgl. hierzu die Ausführungen auf S. 57ff., insbesondere (3.25) und (3.26).

eingetreten. Die in den Stichproben B_1 und B_2 beobachtete Aufteilung von Erfolgen bzw. Mißerfolgen wird somit als signifikant abweichend von der unter H_0 zu erwartenden angesehen.

Für das in Tab. 3.1 gegebene Beispiel einer Realisation t_5 erhält man aus (3.40) als kumulierte Wahrscheinlichkeiten:

$$F_{\theta_1 > \theta_2}(t_5) = 0.975 \text{ bzw. } F_{\theta_1 < \theta_2}(t_5) = 0.209. \quad (3.42)$$

H_0 kann demnach - für Umfang und SN die üblichen Größenordnungen unterstellt - nicht verworfen werden¹; t_5 oder extremeren Aufteilungen kommt unter H_0 eine Wahrscheinlichkeit von 0.975, so im Test gegen H_1 - bzw. von 0.209 im Test gegen H_1' zu. Die Annahme von H_0 folgt nach (3.41) ebenfalls für den zweiseitigen Test gegen H_1 ".

Ausgehend vom Binomialfall läßt sich die entsprechende Testprozedur einfach auf den *Pascal*fall übertragen. Dazu soll im folgenden unterstellt werden, daß Tabelle 3.1 die Realisationen zweier Pascalstichproben P_1 und P_2 mit den Parametern $x_1=2$ bzw. $x_2=5$ wiedergibt. Unter $H_0: \theta_1=\theta_2=\theta$, erhält man dann anstelle von (3.37) die Wahrscheinlichkeitsfunktion einer pascalverteilten ZV N mit den Parametern θ und $x..$ Nach (3.7) folgt hierfür²:

$$W(N=n..) = f_p(n, x., \theta) = \binom{n-1}{x.-1} \theta^{x.} (1-\theta)^{n-x.} \quad (3.43)$$

Als *bedingter* Ereignisraum sind nunmehr die möglichen Aufteilungen der beobachteten Summe $y.$ von Mißerfolgen auf zwei Pascalstichproben mit x_1 bzw. x_2 als vorgegebenen Parametern anzusehen.

1 Als "übliche" Signifikanzniveaus werden z. B. $\alpha=0,05$ und $0,01$ angegeben. Vgl. Sachs, L.; Statistische Auswertungsmethoden, 3. Auflage, Berlin/Heidelberg/New York 1972, S. 90.

2 Vgl. hierzu auch die Ausführungen zur Additivität von pascalverteilten ZV unter 3.3.3.

Man erhält anstelle des in Tabelle 3.2 beschriebenen Ereignisraums nun die Ausprägungen t_i^+ in Tabelle 3.3¹:

Ausprägung		t_i^+	t_1^+	t_2^+	t_3^+	t_4^+	t_5^+	t_6^+	t_7^+
Stichprobe	P_1	$y_{1i}x_{1i}$	0 2	1 2	2 2	3 2	4 2	5 2	6 2
	P_2	$y_{2i}x_{2i}$	6 5	5 5	4 5	3 5	2 5	1 5	0 5
Σ		$y_{\cdot i}x_{\cdot i}$	$y_{\cdot i}=6, x_{\cdot i}=7, \text{ für alle } i$						

Tabelle 3.3: Bedingter Ereignisraum Ω_T^+ der Realisationen t_i^+ zweier Pascalstichproben

Es ist hervorzuheben, daß in Tabelle 3.3 im Gegensatz zu Tabelle 3.2 die Stichprobenumfänge n_1 und n_2 variieren, die Häufigkeiten x_{1i} und x_{2i} von Erfolgen dafür aber als durch das Entnahmeverfahren vorgegebene Parameter konstant sind. Im folgenden wird daher bei x_{1i} und x_{2i} auf den Index i verzichtet. Bei n_1 und n_2 als Realisationen von ZV wird dagegen unter zusätzlicher Indizierung n_{1i} bzw. n_{2i} geschrieben.

Da unter H_0 alle $\binom{n-1}{x-1}$ Permutationen, die in Ω_T^+ enthalten sind, nach (3.43) gleiche Eintrittswahrscheinlichkeiten haben, sind ihre bedingten Eintrittswahrscheinlichkeiten jeweils $1/\binom{n-1}{x-1}$. Damit läßt sich die bedingte Wahrscheinlichkeitsfunktion unter H_0 , $W(t_i^+)$, wiederum unabhängig vom wahren Parameter θ bestimmen.

¹ Zur Unterscheidung vom binomialen Fall wird für die ZV, ihre Ausprägungen und ihren Ereignisraum ein + als Hochindex verwendet.

$W(t_i^+)$ ergibt sich - unter Berücksichtigung der Anzahl a_i^+ von Permutationen in t_i^+ - als $a_i^+ / \binom{n-1}{x_i-1}$. Dabei erhält man die a_i^+ als Produkt¹ der Binomialkoeffizienten $\binom{n-1}{x_1-1}$ und $\binom{n-1}{x_2-1}$.

Für das Beispiel errechnet sich der folgende Vektor:

$$W(t_1^+, \dots, t_i^+, \dots, t_7^+) = (0.227, 0.273, 0.227, 0.152, 0.081, 0.032, 0.001) \quad (3.44)$$

für die Wahrscheinlichkeitsfunktion $W(t_i^+)$.

Die in Tabelle 3.3 vorliegende Ordnung der t_i^+ stellt auf den Test von H_0 gegen $H_1: \theta_1 > \theta_2$, ab: je kleiner ihr Index i , desto extremer spricht eine Ausprägung für diese Alternativhypothese.

Mit $\sum_{j=1}^i W(t_j^+) = F_{\theta_1 > \theta_2}(t_i^+)$ erhält man wiederum die kumulierten Wahrscheinlichkeiten einer Ausprägung t_i^+ und der extremeren $t_{j,i}^+$ ($j=1, \dots, i-1$). Entsprechend ergibt sich $F_{\theta_1 < \theta_2}(t_i^+) = \sum_{j=1}^i W(t_j^+)$, wenn in Tabelle 3.3 die Reihenfolge der t_i^+ vertauscht wird.

Die Testentscheidung folgt unverändert aufgrund der nach (3.41) zu bestimmenden Annahmebereiche. Man erhält für t_5^+ , das in Tabelle 3.1 angeführte Zahlenbeispiel mit vier Mißerfolgen in P_1 und zweien in P_2 , aus (3.44)

¹ Jedes t_i^+ ist ein aus zwei Pascalstichprobenrealisationen bestehendes Ereignis. Die a_i^+ ergeben sich daher als Produkt der Permutationen jeder der beiden.

$$F_{\theta_1 > \theta_2}(t_5^+) = 0.967 \text{ und } F_{\theta_1 < \theta_2}(t_5^+) = 0.114 . \quad (3.45)$$

Wiederum ist die Heterogenität zwischen den Stichproben - für Umfang $1-\alpha$ bzw. $SN \alpha$ die übliche Größenordnung unterstellt - nicht als signifikant anzusehen; denn t_5^+ fällt - für alle betrachteten Alternativhypothesen gleichermaßen - in den nach (3.41) zu bestimmenden Annahmebereich von H_0 .

Da im Rahmen der empirischen Auswertungen die Frage der Homogenität auch im Zusammenhang von Realisationen je einer *Binomial*- und einer *Pascal*stichprobe aufgetreten ist, wurde hierfür eine weitere Version des FE-Tests entwickelt. Sie wird im Anhang erläutert¹.

Mit dem FE-Test liegt nunmehr ein Verfahren vor, das sich in den dargestellten Versionen zum Test der Homogenität sowohl für Binomial- wie auch Pascalstichproben eignet. Dabei war die Betrachtung zunächst auf den Vergleich von zwei Stichproben beschränkt; eine Erweiterung der Anwendungsmöglichkeiten wird aber - wie bereits angesprochen - im Zusammenhang mit der sogenannten Randomisierung im folgenden Abschnitt gegeben.

3.6 Randomisierung bei Intervallschätzung und Signifikanztest

Verfahren der Randomisierung sind bei diskreten ZV - wie sie z. B. in Binomial- oder Pascalstichproben beobachtet werden - insofern von statischem Interesse, als sie theoretisch zu einer Verbesserung der Ergebnisse von Test- und Intervallschätzverfahren führen können. Wie unter 3.4.2.1

¹ Vgl. Anhang B3, S. 173 f.

erläutert wurde, ist es bei diskreten ZV allgemein nicht möglich, einen Annahmebereich zu bestimmen, der dem Umfang $1-\alpha$ eines Tests exakt entspricht. Wenn H_0 zutrifft, sind die Annahmewahrscheinlichkeit von H_0 tendenziell größer, die Ablehnungswahrscheinlichkeit entsprechend kleiner als mit Umfang und SN vorgegeben. Das bedeutet für den Test eine geringe Macht; er führt häufig zur Annahme von H_0 auch dann, wenn H_0 nicht wahr ist. Die Randomisierung ermöglicht nunmehr die Bestimmung von *Annahmebereichen*, die einem Test vorgegebenen Umfangs *größte Macht* verleihen.

Vergegenwärtigt man sich die unter 3.4.2 angeführten Beziehungen zwischen Annahmebereichen von Tests und Schätzintervallen - bzw. den entsprechenden Eigenschaften -, so wird offensichtlich, daß die Randomisierung auch für die KI-Schätzung von Interesse ist; sie ermöglicht die Bestimmung von *Intervallen kürzester erwarteter Breite*¹.

Es wird sich zeigen, daß eine Randomisierung nicht nur auf die soeben angesprochenen binomial- oder pascalverteilten ZV Anwendung finden kann, sondern auch auf die im vorangehenden Abschnitt untersuchten ZV T bzw. T^+ . Auch deren Ereignisräume sind diskret, und bei den dargestellten Homogenitätstests sind daher ebenfalls Annahmebereiche genau einer vorgegebenen Eintrittswahrscheinlichkeit nicht zu bestimmen. Auch diese Tests führen daher - wie z. B. aus den in (3.41) angeführten Ungleichungen ersichtlich - tendenziell zu überhöhtem Umfang und verringerter Macht, sofern keine Randomisierung durchgeführt wird².

1 Vgl. hierzu insbesondere Fußnote 1, S. 64.

2 Vgl. hierzu van der Waerden, B.L.; Mathematische Statistik, 2. Auflage, Berlin/Heidelberg/New York 1965, S. 46.

In der Praxis hat sich die Randomisierung kaum durchgesetzt. Bei dieser Prozedur, deren Vorzüge bei Test und Intervallschätzung mit den statistischen Begriffen von *größter Macht* und *geringster erwarteter Breite* angesprochen wurden, wird sich die Fragwürdigkeit solcher Kriterien für die statistische Praxis noch herausstellen. Auch in der vorliegenden Untersuchung wurde eine Randomisierung aus noch darzulegenden Gründen nur in bestimmten Fällen durchgeführt.

Die Randomisierung sei nunmehr im einzelnen erläutert. Bemerkenswert ist, daß randomisierte Verfahren statistische Schlußfolgerungen über die interessierende Grundgesamtheit nicht einzig auf der Grundlage von beobachteten Stichprobenrealisationen aus eben dieser Grundgesamtheit treffen. Es wird vielmehr die Realisation einer weiteren unabhängig hiervon gewissermaßen *künstlich erzeugten* ZV in die Überlegungen einbezogen.

Es sei z. B. von einer Binomial- oder Pascalstichprobe ausgegangen. Beobachtet wird dann die ZV *Anzahl von Erfolgen* oder *Stichprobenumfang*, also in beiden Fällen eine diskrete ZV, deren Ereignisraum nur bestimmte *ganzzahlige* Ausprägungen enthält. Eine solche ZV sei im folgenden unterstellt; sie soll Z genannt werden. Nun ist zur Randomisierung ein "künstliches" Zufallsexperiment anzuschließen, z. B. die Entnahme einer in $(0, 1)$ gleichverteilten ZV, als S bezeichnet¹. Die Summe der beiden soeben eingeführten ZV Z und S - im weiteren R genannt - ist dann wiederum eine *stetige* ZV.

Die weiteren Überlegungen setzen nunmehr an der Summenvariablen R an, und zwar an ihrer Verteilungsfunktion. Wie im folgenden gezeigt wird, läßt sich das *Ereignis*

¹ Eine Randomisierung kann durch eine beliebige stetige Verteilung erfolgen. Das vorgeschlagene Vorgehen ist aber praktisch am einfachsten. Andernfalls wäre nicht die ZV selbst, sondern der Wert ihrer Verteilungsfunktion zu verwenden. Vgl. Stevens, W.L., *Fiducial Limits of the Parameter of a Discontinuous Distribution*, BA 37 (1950), S. 117 ff., hier insbesondere S. 124.

$R \leq r_\phi$, also für die Summe $Z+S=R$ einen Wert zu beobachten, der eine bestimmte Größe r_ϕ nicht überschreitet, in zwei Bestandteile zerlegen. Wenn die r_ϕ nächstgelegene (ganzzahlige) Ausprägung der ZV Z mit kleinerem Wert als r_ϕ als z_ϕ bezeichnet wird, so gilt $R \leq r_\phi$ einerseits immer dann, wenn $Z < z_\phi$. Zum anderen folgt $R \leq r_\phi$ aber auch, wenn sich zunächst $Z = z_\phi$ ereignet und ein Wert s gezogen wird, der kleiner/gleich der Differenz $s_\phi = r_\phi - z_\phi$ ist.

Entsprechend läßt sich für $R \leq r_\phi$ auch die *Wahrscheinlichkeit* unter Rückgriff auf die Verteilungen der ZV Z und S angeben. Da zwischen Z und S Unabhängigkeit zu unterstellen ist, erhält man zunächst¹:

$$W(R \leq r_\phi) = W(Z < z_\phi) \cdot W(Z = z_\phi) \cdot W(S \leq s_\phi) \quad (3.46)$$

Da aus der für S angenommenen Gleichverteilung in $(0, 1)$ $W(S \leq s_\phi) = s_\phi$ folgt, erhält man aus (3.46) unter Verwendung von F und f für Verteilungs- und Wahrscheinlichkeitsfunktion:

$$F(r_\phi) = F(z_\phi - 1) + f(z_\phi) \cdot s_\phi. \quad (3.47)$$

Die Beziehung (3.47) zwischen R , Z und S ist in Abb.² 3.7 am Beispiel einer binomialverteilten ZV mit den Parametern $\theta=0,3$ und $n=6$ veranschaulicht. In Übereinstimmung mit der bislang bei Binomialstichproben verwendeten Symbolik soll nun anstelle von Z X geschrieben werden. Der Ereignisraum der ZV X enthält die Ausprägungen $x=0,1,\dots,6$ und der von R , also der Summe $X+S$, den Wertebereich zwischen 0 und $(6+1)$: $0 \leq r \leq 7$.

¹ Vgl. hierzu Pearson, E.S.; On Questions Raised by the Combination of Tests Based on Discontinuous Distributions, BA 37 (1950), S. 383 ff., insbesondere S. 384 f.

² Vgl. Abb. 3.7 auf S. 85.

Bei einem randomisierten *Test*, der an der erläuterten Verteilung von R ansetzt, lassen sich nunmehr Annahmebereiche $A(\theta_0)$ für $H_0: \theta = \theta_0$, bestimmen, deren Umfang der vorgegebenen Größe $1-\alpha$ exakt entspricht. Erfolgt ein solcher Test (einseitig) gegen $H_1: \theta > \theta_0$, oder $H_1: \theta < \theta_0$, so ermittelt man im ersten Fall das α -Quantil, im zweiten das $(1-\alpha)$ -Quantil der Verteilungsfunktion von R als Unter- bzw. Obergrenze von $A(\theta_0)$.

Im folgenden soll der *zweiseitige Test* (gegen $H_1: \theta \neq \theta_0$) diskutiert werden¹. Hier gilt nach dem *zentralen* Verfahren $r \in A(\theta_0)$ für alle r zwischen $\frac{\alpha}{2}$ - und $(1-\frac{\alpha}{2})$ -Quantil der Verteilung von R . Die *kürzesten* (nichtzentralen) Annahmebereiche ergeben sich bei vorgegebenem Umfang von $1-\alpha$ als entsprechender Bereich der Ausprägungen von R mit der größten Wahrscheinlichkeitsdichte unter H_0 .

Zur Veranschaulichung sei von folgendem Beispiel ausgegangen. Angenommen, es werde eine Binomialstichprobe vom Umfang $n=6$ gezogen, und $H_0: \theta = \theta_0 = 0,3$, soll gegen $H_1: \theta \neq 0,3$, getestet werden. Das Beispiel ist so gewählt, daß mit Abb. 3.7 argumentiert werden kann. Dort wurde genau von diesem Fall einer binomialen ZV X bei $n=6$ und $\theta=0,3$ ausgegangen. Als SN werde $\alpha=0,1$ vorgegeben. Für den *zentralen* $A(\theta_0)$ ermittelt sich dann als Untergrenze $r_u: r_u = 0,4252$, denn $W(R \leq 0,4252) = \frac{\alpha}{2} = 0,05$. Als Obergrenze r_o ermittelt man $r_o = 4,3429$ mit $W(R \leq 4,3429) = 1 - \frac{\alpha}{2} = 0,95$.

Als Grenzen des *kürzesten* (nichtzentralen) $A(\theta_0)$ ergeben sich dagegen $r_u^+ = 0,2517$ und $r_o^+ = 3,9999$. Ein Vergleich der Breite der Annahmebereiche führt zu $r_o - r_u = 3,9177$ bei *zentralem* und $r_o^+ - r_u^+ = 3,7482$ bei nichtzentralem Vorgehen und bestätigt den Verkürzungseffekt des letzteren.

¹ Sofern keine a priori Informationen vorliegen, ist der zweiseitige Test angemessen. Diese Form des Verfahrens wird im empirischen Teil der Arbeit im Vordergrund stehen.

Der Effekt der Randomisierung wird deutlich, wenn zum Vergleich auch die Annahmebereiche der nichtrandomisierten Testprozeduren betrachtet werden. Dies soll im folgenden für den zentralen Fall geschehen.

Der nichtrandomisierte zentrale $A(\theta_0)$ wird nach (3.25) und (3.26) bestimmt¹; man erhält den Bereich $x_u \leq x \leq x_o$ mit $x_u=0$ und $x_o=4$. Demnach wird H_0 hierbei angenommen, wenn $0 \leq x \leq 4$; dies geschieht mit einer Wahrscheinlichkeit (Testumfang) von 0,9891. Bei dem randomisierten zentralen Verfahren ist die Testentscheidung für H_0 zusätzlich wie folgt von der Randomisierungsvariablen S abhängig. Es wird ausgehend von $x_u=0$ nur dann H_0 angenommen², wenn $s > 0,4252$; ausgehend von $x_o=4$ nur dann, wenn $s < 0,3429$. Eine Verringerung des Umfangs wird bekanntlich von einer Vergrößerung der Macht begleitet. Der zuvor dargestellte nichtzentrale Test besitzt größte Macht unter allen Tests gleichen Umfangs³.

Für die Intervallschätzung bedeutet dies, daß aus der Menge randomisierter $A(\theta)$ nach Regel (3.23) (vgl. S. 56) eine Menge von KI(r) mit geringerer erwarteter Breite als im nichtrandomisierten Fall bestimmt werden kann. Die nichtzentralen KI(r) sind nach diesem Kriterium beste Intervalle⁴.

1 Vgl. (3.25) und (3.26) auf S. 58.

2 Dies ergibt sich unmittelbar aus den Intervallgrenzen $r_u=0,4252$ und $r_o=4,3429$.

3 Dies gilt für Binomial- und Pascalverteilung gleichermaßen. Vgl. hierzu insbesondere Lehmann, E.L.; a.a.O., S. 50 und S. 88 f.

4 Für den Fall von Binomialstichproben vgl. zur zentralen KI-Schätzung z. B. Stevens, W.L.; a.a.O., insbesondere S. 126. Zu einer Diskussion von nichtzentralen Schätzintervallen im Binomialfall vgl. insbesondere Blyth, C. R. und W. Hutchinson; Table of the Neyman-Shortest-Unbiased Confidence Intervals for the Binomial Parameter, BA 47 (1960), S. 381 ff. Die Optimaleigenschaft im nichtzentralen randomisierten Fall folgt aus dem in Fußnote 1 auf S. 64 bereits angesprochenen Zusammenhang zwischen der erwarteten Breite von Schätzintervallen und der Macht der korrespondierenden Menge von $A(\theta)$. Vgl. hierzu auch Kendall, M.G. und A. Stuart; a.a.O., S. 215.

Das hier beschriebene Verfahren der Randomisierung läßt sich, wie bereits erwähnt, auch auf den FE-Test bzw. die zugrundeliegenden ZV T oder T^+ anwenden¹. Da dies bei den Auswertungen geschieht, sei hierauf im folgenden kurz eingegangen. Für die ZV T erhält man z. B. als randomisierte Verteilungsfunktion für die entsprechend Tabelle 3.2 auf S. 75 geordneten Ereignisse t_i anstelle (3.40) dann²:

$$F_{r, \theta_1 > \theta_2}(t_i, s) = \sum_{j=1}^{i-1} W(t_j) + s W(t_i) \quad (3.48)$$

In (3.48) ist zur Unterscheidung von der nichtrandomisierten Funktion zusätzlich mit r indiziert worden.

$F_{r, \theta_1 > \theta_2}(t_i, s)$ ist nunmehr eine *stetige* Funktion der beiden Ereignisse $T=t_i$ und $S=s$; mithin lassen sich für H_0 anstelle der nach (3.41) bestimmten Annahmebereiche nunmehr wiederum solche von *exaktem Umfang* angeben³.

Eine Randomisierung ist im Rahmen der vorliegenden Arbeit gerade im Zusammenhang mit dem *Homogenitätstest* von Bedeutung. Dabei ermöglicht sie - wie sofort gezeigt wird - auch die *Kombination* mehrerer Paare von (unabhängigen) Stichprobenrealisationen B_{1j} und B_{2j} , $j=1, \dots, J$, zu einer Teststatistik. Hierzu sei beispielsweise einmal folgende Fragestellung - sie wird im empirischen Teil der Arbeit aufgegriffen - betrachtet⁴:

¹ Für den Binomialfall vgl. auch Tocher, K.D.; a.a.O., hier S. 140 ff.

² Die folgende Diskussion erfolgt am Beispiel von Binomialstichproben. Bei Pascalstichproben ist aber ganz analog zu argumentieren.

³ Beim Test gegen die zweiseitige Alternativhypothese sind - wie zuvor am Beispiel von Abb. 3.7 illustriert - auch hier neben zentralen auch nichtzentrale Annahmebereiche zu ermitteln.

⁴ Vgl. hierzu die Ausführungen unter 4.4.

Es liegen für einen Standort mehrere Stichproben vor, die zu verschiedenen Tageszeiten durchgeführt wurden. Der eine Teil davon betrifft Beobachtungen an *Uhrenstellplätzen*, der andere Stellmöglichkeiten im *eingeschränkten Halteverbot*. Für alle Stichproben sind die Anzahl der Parkraumsucher und der Nichtsucher (und das Entnahmeverfahren) festgehalten. Nun erscheint es interessant, zu prüfen, ob in den Daten, ein signifikanter Einfluß der Stellplatzart auf den Anteil θ von Parkraumsuchern festzustellen ist.

Naheliegender wäre es, hierzu alle Stichproben für die Parkuhren auf der einen und alle übrigen für das eingeschränkte Halteverbot auf der anderen Seite zusammenzufassen. Sofern aber auch die Tageszeit einen überlagernden Einfluß auf den Anteil von Parkraumsuchern hat, ist ein solches Vorgehen aber bedenklich; da die unter 3.3.3 erläuterten Additivitätseigenschaften nicht gegeben sind, kann es dabei offensichtlich zu irrigen Schlußfolgerungen kommen.

Es besteht aber folgende Möglichkeit zur simultanen Prüfung der insgesamt beobachteten Heterogenität¹. Angenommen zu J verschiedenen Tageszeiten wurden an zwei Arten von Stellplätzen Beobachtungen durchgeführt. Das ergibt dann insgesamt $2 \cdot J$ Stichproben. J davon - nämlich $B_{11}, \dots, B_{1j}, \dots, B_{1J}$ - gelten der einen Stellplatzart und ebensoviele - $B_{21}, \dots, B_{2j}, \dots, B_{2J}$ - der anderen.

Für ein Stichprobenpaar B_{1j}, B_{2j} kann ein Homogenitätstest dann nach dem unter 3.5.2 ausführlich erläuterten Verfahren des FE-Tests durchgeführt werden; dort wurde

¹ Zur folgenden Darstellung vgl. Pearson, E.S.; a.a.O., S. 383 und S. 387 ff.

ein aus zwei (Binomial-)Stichprobenrealisationen zusammengesetztes Ereignis als Realisation t_i bezeichnet.

Hier liegen nunmehr mehrere solcher Realisationen vor - im folgenden als t_{ij} ($j=1, \dots, J$) bezeichnet. Für jedes t_{ij} läßt sich nach (3.42) der Wert der Verteilungsfunktion bestimmen. Bei Randomisierung erhält man den entsprechenden Wert aus (3.48)¹. Dieser Wert ist unter H_0 : Homogenität, (stetig) gleichverteilt in $(0, 1)$. Schreibt man dafür W_j , so gilt für die ZV $\{-2 \log_e W_j\}$ die χ^2 -Verteilung mit 2 Freiheitsgraden

Wird Unabhängigkeit zwischen den ZV W_j , $j=1, \dots, J$ unterstellt², so folgt die ZV $\{-2 \sum_{j=1}^J \log_e W_j\}$ der χ^2 -Verteilung mit $2 \cdot J$ Freiheitsgraden. Das bedeutet, daß der empirischen Statistik $\{-2 \sum_{j=1}^J \log_e w_j\}$ eine χ^2 -Verteilung zur Bestimmung des Annahmebereichs von H_0 gegenübergestellt werden kann.

Damit sind die im Rahmen der vorliegenden Arbeit interessierenden Verfahren einer Randomisierung beschrieben. Wie bereits angesprochen, sind ihrer praktischen Anwendung Vorbehalte gegenüberzustellen. Die Randomisierung von Intervallschätzung und Test bei diskreten ZV werden auch in der Literatur nicht einhellig beurteilt. Die zu verzeichnende tendenzielle Vergrößerung der Macht von Testverfahren bzw. Verringerung der erwarteten Breite von Schätzintervallen ist zwar positiv zu bewerten. Dies gilt auch für die Optimaleigenschaften der beschriebenen nichtzentralen Verfahren. Aber diese Randomisierungsef-

¹ Vgl. (3.42), S. 78 und (3.48), S. 88.

² Da in den Erhebungen jeweils unterschiedliche Verkehrsteilnehmer beobachtet werden, ist die Annahme der Unabhängigkeit naheliegend.

fekte wirken *on the long run*, d. h. erst bei wiederholter Durchführung.

In der Praxis liegt aber häufig nur *eine Stichprobe* vor; inwiefern soll dann - so ist kritisch zu fragen - durch die Randomisierung, die Kenntnis der Grundgesamtheit über die Aussagefähigkeit der Daten hinaus noch präzisiert werden können? Zudem stimmt es bedenklich, daß ein und dieselbe Realisation einer ZV aus der interessierenden Grundgesamtheit je nach Ausgang des Randomisierungsexperiments zu entgegengesetzten Testentscheidungen und unterschiedlichen Schätzintervallen führen kann¹.

Im Rahmen dieser Arbeit wurde die Randomisierung nur zur zuletzt beschriebenen *Kombination* von Tests *mehrerer* Stichprobenpaare verwendet. Dabei wiegen die gegen die Randomisierung vorgetragenen Bedenken nicht so schwer, da dann in die Teststatistik $\{-2 \sum_{j=1}^J \log_e w_j\}$ stets eine Mehrzahl von Randomisierungsexperimenten $S=s_j$ eingeht. Daher kann davon ausgegangen werden, daß die Einflüsse der spezifischen Ausprägungen der s_j sich ausmitteln. D. h., der *long run-Aspekt* kommt in der einzelnen Teststatistik bereits zum Tragen.

¹ Vgl. Kempthorne, O. und L. Folkes; *Probability, Statistics and Data Analysis*, Ames 1971, S. 357 und Cox, D.R.; *Some Problems Connected with Statistical Inference*, AMS 29 (1958), S. 357 ff., hier S. 364.

4. Empirische Analyse der Untersuchungsergebnisse

4.1 Vorbemerkungen

Nach der Darstellung der anzuwendenden statistischen Verfahren schließt sich in diesem Kapitel die Analyse der Untersuchungsergebnisse an. Dieser empirische Teil ist in fünf Abschnitte gegliedert. Zunächst wird unter 4.2 ein Überblick über die Ergebnisse der durchgeführten Beobachtungen gegeben und das Vorgehen bei der Datenaufbereitung erläutert. Die Abschnitte 4.3 und 4.4 gelten speziellen Fragen zur *Homogenität* in den Erhebungen. Dort wird zum einen geprüft, in welchem Maß sich ein Effekt des Sommersends, zum anderen, inwieweit sich Unterschiede bei der Stellplatzart in dem (beobachteten) Abstellverhalten widerspiegeln.

In Abschnitt 4.5 wird schließlich auf die (Schätz-)Ergebnisse aus den Untersuchungen insgesamt eingegangen. Dies geschieht unter 4.5.1 zunächst in Form einer tageszeitlich disaggregierten Betrachtung, bei der die unter 2.3 bereits angesprochene Frage nach der *Tagessaison* des Parkbedürfnisses im Vordergrund steht. Neben dem *Anteil* ist jeweils auch das *Aufkommen* von Parkwünschen von Interesse. Anschließend werden unter 4.5.2 zeitlich verdichtete Schätzwerte ermittelt; z. B. für den Anteil von Parkwünschen im *Tagesmittel* und für ihr *tägliches* Aufkommen.

Unter 4.6 wird schließlich der Bernoulli-Prozeß als das der Untersuchung zugrundeliegende Modell hinsichtlich seiner Realitätsnähe diskutiert und mögliche Konsequenzen einer Nichterfüllung untersucht.

4.2 Überblick über die Ergebnisse der Erhebungen

Gemessen am Zeitaufwand der Untersuchungen ist der Umfang der gewonnenen Daten gering¹. Das liegt darin begründet, daß freie Randeinstellgelegenheiten im Untersuchungs-

¹ Die Erhebungen wurden - wie bereits erwähnt - an 7 Tagen von mehreren Personen durchgeführt. Vgl. hierzu die Ausführungen unter 2.4.1.

gebiet nur selten zu beobachten waren, wobei dies in den Erhebungen je nach Tageszeit und Standort in unterschiedlichem Maße galt¹. Die Untersuchung wurde mit dem Ziel durchgeführt, für *alle* ausgewählten Standorte ein verlässliches Bild über das Parkbedürfnis im Tagesverlauf zu erhalten, doch konnte dies - wie sich noch zeigen wird - wegen erhebungstechnischer Schwierigkeiten nicht in allen Fällen gleichermaßen erreicht werden.

Zunächst sei das Gesamtergebnis betrachtet. Die Erhebungsdaten enthalten die Wahlhandlungen von insgesamt 4127 Verkehrsteilnehmern². Dabei wurde in 293 Fällen die Annahme der Stellgelegenheiten beobachtet. Hieraus errechnet sich mit $\frac{293}{4127}$ für den Anteil von Parkwünschen ein Wert von 7,1 %.

Den Angaben liegen Daten aus 171 beobachteten Einzelfolgen von Verkehrsteilnehmern zugrunde, die in Tabelle A1 aufgelistet sind³. Diese Tabelle enthält neben den abso-

1 Zum Untersuchungsgebiet und den ausgewählten Standorten vgl. den Abschnitt 2.4.2 sowie Abb. A1 und A2, S. 151 ff.

2 In den Erhebungen fanden nur Kraftwagen Berücksichtigung, da die Abstellprobleme und damit auch die Attraktivität einer Abstellgelegenheit für den Zweiradverkehr offensichtlich geringer einzuschätzen sind. Innerhalb der Autofahrer schien eine weitere Eingrenzung angebracht. Dem Abstellverhalten der Fahrer von Taxen oder Firmenfahrzeugen z. B. liegen natürlich ganz andere Verkehrswünsche (z. B. Verteilung von Fahrtziel und beabsichtigter Parkdauer) zugrunde als dem anderer Autofahrer. In allen Erhebungen blieben daher solche Kraftwagen unberücksichtigt, denen durch Bauart oder sonstige Aufmachung (insbesondere Firmenaufschriften) im Hinblick auf das Abstellverhalten eindeutig eine Sonderrolle (gegenüber dem individuellen Autoverkehr) zuzumessen war. Andernfalls hätte ein verzerrtes Ergebnis entstehen können. Liegt etwa in der Nähe eines Beobachtungsstandorts ein Taxisstand, so wird der Anteil der Taxen im fließenden Verkehr dort recht hoch sein und den Anteil von Parkraum-suchern besonders stark drücken, um nur ein Beispiel für mögliche Verzerrungen anzuführen.

3 Vgl. Tabelle A1, S. 155 ff.

luten Häufigkeiten für die Autofahrer mit bzw. ohne Parkwunsch in jeder Folge auch Standort, Datum, Uhrzeit und Stellplatzart der Beobachtung. Jede Zeile der Tabelle dokumentiert eine Beobachtungsfolge. Die letzte Spalte gibt dabei Aufschluß über das Entnahmeverfahren, das für die inferenzstatistische Auswertung maßgeblich ist. Die durch + gekennzeichneten Folgen sind als Binomial-, die übrigen - nicht markierten - als Pascalstichproben zu interpretieren¹.

Der in den Erhebungen insgesamt ermittelte Anteil von 7,1 % erscheint überraschend niedrig. Auf dieses Ergebnis wird noch einzugehen sein². Zunächst sollen die Daten differenzierter betrachtet werden. Hierzu wurden unter 2.3 bereits Überlegungen angestellt, die eine disaggregierte Analyse der Daten nach Standort, Tageszeit und Stellplatzart nahelegen, da diesbezüglich Anteilsdifferenzen für das Parkbedürfnis nicht auszuschließen sind³. Ein differenziertes Vorgehen setzt allerdings zunächst die Klassifikation der Daten hinsichtlich der Tageszeit voraus.

Wie Spalte 3 in Tabelle A1 zu entnehmen ist, sind die Beobachtungen recht gleichmäßig über die Zeit von 8.00 bis 17.00 Uhr, den täglichen Erhebungszeitraum, verteilt. Zur Erfassung des tageszeitlichen Einflusses wurden nun als *Unterzeiträume* fünf Intervalle bestimmt, ihre Zeitgrenzen sind in Tabelle 4.1 angegeben:

1 Zur Charakterisierung der Entnahmeverfahren in den Erhebungen vgl. S. 31 ff.

2 Vgl. S. 137 f.

3 Vgl. insbesondere S. 13 ff.

Tageszeit- raum		1	2	3	4	5
Uhr- zeit	nach	8.00	9.30	11.30	13.30	15.30
	bis	9.30	11.30	13.30	15.30	17.00

Tabelle 4.1: Zeitgrenzen der Tageszeiträume

Innerhalb eines Zeitraums liegt - so wird angenommen - für jeden Standort bei vorgegebener Stellplatzart ein konstanter Anteil von Parkwünschen vor¹. D. h., alle entsprechenden Beobachtungsfolgen werden als Stichproben aus *einem* Bernoulliprozeß interpretiert und lassen sich den unter 3.3.3 dargestellten Additivitätseigenschaften für Binomial- und Pascalstichproben zufolge zusammenfassen. Dies ist ausgehend von den Einzelbeobachtungen der Tabelle A1 in Tabelle 4.2 geschehen². Das Erhebungsergebnis wird in dieser Form bei der weiteren Analyse verwendet.

Tabelle 4.2 enthält für jeden Standort (vgl. Spalte 1) - gegebenenfalls unter zusätzlicher Berücksichtigung von Unterschieden in der Art der Stellplätze (Spalte 2) - für alle Tageszeiträume (Spalte 3) die Erhebungsdaten.

1 Eine stärkere zeitliche Disaggregation wäre wünschenswert. Sie stößt aber auf praktische Auswertungsprobleme, da die Beobachtungsumfänge in den Unterzeiträumen dann sehr gering und inferenzstatistische Aussagen in unerwünscht starkem Maß vom Zufallscharakter der Erhebungen abhängig wären. Zudem unterliegt das Verkehrsgeschehen - wie man annehmen darf - einer beharrlichen Entwicklung mit nur wenigen Umkehrpunkten. Vgl. hierzu auch die Ausführungen unter 2.4.1.

2 Vgl. Tabelle 4.2, S. 96.

Spaltennummer								
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Stand- ort	Stell- platz- kat.	Tages- zeit- raum	absolute Häufigkeiten der Wahl- handlungen: Parkwunsch				Entnahmever- fahren	
			kein Send		Send			
			nein	ja	nein	ja		
Schlaun- straße	gebühren- frei	1	42	3	-	-		
		2	73	6	-	-		
		3	89	4	-	-		
		4	-	-	52	4		
		5	-	-	57	4		
Überwas- straße	gebühren- frei	1	30	4	24	0		+
		2	27	3	3	3		
		3	32	4	0	1		
		4	67	4	1	2		
		5	59	8	22	0		+
Frauenstraße	gebühren- frei	1	32	0	-	-	+	
		2	22	3	10	1		
		3	18	2	3	2		
		4	29	3	3	2		
		5	-	-	29	0		+
	Park- uhren	1	96	7	1	1		
		2	66	0	-	-	+	
		3	0	1	5	2		
		4	11	0	9	2	+	
		5	55	2	2	1		
Krummer Timpen	gebühren- frei	1	74	2	39	2	+	
		2	1	1	-	-		
		3	48	7	-	-		
		4	35	3	15	3		
		5	140	13	114	6		
Rothenburg	Park- uhren	1	86	8	64	8		
		2	11	6	84	9		
		3	27	2	81	5		
		4	10	2	7	2		
		5	37	4	30	4		
	eingeschr Halte-	1	6	1	48	2	+	+
		2	96	6	116	7		
		3	83	7	61	5		
		4	111	8	171	11		
		5	140	11	114	8		
Drubbel/ Roggenm.	Park- uhren	1	-	-	84	4		
		2	22	3	10	3		
		3	67	3	32	2		
		4	39	5	1	1		
		5	-	-	1	1		
Spieker- hof	Park- uhren	1	54	4	59	5		
		2	3	1	39	5		
		3	53	3	30	5		
		4	67	8	41	1		
		5	11	1	110	6		
Σ			2132	163	1702	130		

Tab. 1 4.2: Autofahrer mit und ohne Parkwunsch unter geson-
deter Aufstellung der Beobachtungsergebnisse
während der Sendeveranstaltung am 21./23./28.6.

Dabei sind die Beobachtungen zur Zeit der Sendveranstaltung (Spalten 6 und 7) gesondert angegeben¹. Wenn hierfür signifikante Unterschiede zu den "normalen" Erhebungstagen (Spalten 4 und 5) bestehen, sollten sie unberücksichtigt bleiben, um eine Verzerrung der Anteilsschätzungen zu vermeiden. Vorrangig ist daher im folgenden Abschnitt die Homogenität zwischen den Erhebungstagen zu überprüfen.

4.3 Der Einfluß der Sendveranstaltung auf den Anteil von Parkwünschen

Eine Gegenüberstellung der Anteile von Parkwünschen über alle Stichproben an den *normalen* und an den *Sendtagen* führt mit $\frac{163}{2295} = 7,01\%$ bzw. $\frac{130}{1832} = 7,09\%$ zu einer fast perfekten Übereinstimmung². Dabei finden allerdings weder der Einfluß der Tagessaison in den gebildeten Unterzeiträumen noch die von Unterschieden in Standort und Stellplatzart ausgehenden Effekte Beachtung. Aus theoretischer Sicht erscheint deshalb die Analyse der in Tabelle 4.2 *zeilenweise* einander gegenüberstehenden Daten für die "normalen" und die Sendtage angebracht³.

Dabei liegt es nahe, die aus den absoluten Häufigkeiten für jede Zeile zu ermittelnden Paare von Punktschätz-

1 Die letzten zwei Spalten (8 und 9) gelten wiederum der Kennzeichnung des maßgeblichen Entnahmeverfahrens. Wie in Tabelle A1 wird zur Unterscheidung der Binomialstichproben von den Pascalstichproben bei ersteren ein + verwendet. Die Spalte 9 betrifft die Sendtage, Spalte 8 die "normalen" Erhebungen. Es ist darauf hinzuweisen, daß sich im Entnahmeverfahren der Daten in Tabelle 4.2 die unter 3.3.3 erläuterten Additivitätseigenschaften niederschlagen.

2 Vgl. die unterste Zeile in Tabelle 4.2.

3 Diesbezüglich ist auch auf die folgenden Ausführungen dieses Kapitels zu verweisen. Dort wird sich zeigen, inwieweit die angesprochenen Effekte als signifikant anzusehen sind.

werten für den Anteil miteinander zu vergleichen¹. Ein solches Vorgehen würde hier aber zu wenig aussagefähigen Ergebnissen führen, da die Besetzungen der Zeilenfelder i. d. R. relativ klein sind, und die gegebenenfalls zwischen den Schätzwerten auftretenden Differenzen unabhängig von ihrem (absoluten) Wert nicht ohne weiteres als signifikant gelten können.

Daher wird im folgenden ein Test auf Homogenität des Anteils von Parkwünschen durchgeführt, bei dem das unter 3.6 beschriebene Verfahren des randomisierten Fisher Exact-Tests Anwendung fand².

Angesichts der unterschiedlichen räumlichen Entfernung zum Ort der Sendveranstaltung erscheint es plausibel, je den der Beobachtungsorte gesondert zu untersuchen. Damit ist gegebenenfalls auch Aufschluß über die *räumliche Reichweite* eines solchen auf die lokale Verknappung des Stellflächenangebots zurückgehenden Effekts auf das Abstellverhalten zu gewinnen³.

Die Zwischenschritte und Ergebnisse des Tests sind in Tabelle A2 im Anhang zusammengestellt⁴. Ein Auszug hieraus wird zur Veranschaulichung des Vorgehens am Beispiel des Standortes ÜBERWASSERSTRASSE als Tabelle 4.3 (S. 100) wiedergegeben und im folgenden näher erläutert.

1 Wie Tabelle 4.2 zu entnehmen ist, liegt ein Paar von Beobachtungen nicht für jede Zeile vor, so daß nicht in allen Fällen ein Vergleich möglich ist.

2 Zu diesem Testverfahren vgl. insbesondere S. 88 ff.

3 Vgl. hierzu die auf S. 102 ff. erläuterten Ergebnisse.

4 Vgl. Tabelle A2, S. 160 f.

Grundlage dieser Tabelle sind die diesem Standort in Tabelle 4.2 für jeden Tageszeitraum paarweise (kein Send versus Send) zugeordneten Erhebungsdaten. Sie wurden nunmehr in Tabelle 4.3 (Spalte 3) in der Form von 2×2 -Felder-Kontingenztabellen zusammengestellt¹.

Die obere Hälfte der Felder enthält die Ergebnisse an den Sendtagen - je nach Entnahmeverfahren als B_1 oder P_1 bezeichnet - die untere mit B_2 oder P_2 die an den "normalen" Kalendertagen². Die Spalten 4 bis 9 dienen der Auswertung.

Es liegt nahe, der Homogenitätshypothese H_0 als Alternative die Hypothese $H_1: \theta_1 > \theta_2$, gegenüberzustellen, da das Stellplatzangebot verknappt und daher zu vermehrtem Anteil von Parkraumsuchern führen dürfte. Hiervon wird bei dem Test im folgenden ausgegangen.

Die Einzelschritte sollen für die erste Tabellenzeile, den Paarvergleich im ersten Tageszeitraum, kurz erläutert werden. Hier steht - wie Tabelle 4.3 zu entnehmen ist - der Realisation B_1 : *kein Parkwunsch unter 24 Autofahrern* als P_2 das Ereignis: *vor dem vierten Parkwunsch 30 Verkehrsteilnehmer ohne Parkwunsch* gegenüber.

Wie unter 3.5 soll das aus beiden Stichproben zusammengesetzte Ereignis im folgenden als t_i bezeichnet werden³, θ_1 und θ_2 symbolisieren wiederum die wahren (Anteils-)Parameter der den beiden Stichproben zugrundeliegenden Grundgesamtheiten. Das Vorgehen läßt sich dann einfach anhand von (3.48) erläutern⁴.

1 Zum Aufbau der Kontingenztabellen und zu ihrer Auswertung (Homogenitätstest) vgl. S. 73 ff.

2 B steht für die Binomial- und P für die Pascalstichprobe.

3 Auf die unter 3.5 getroffene Unterscheidung von t_i und t_i^+ kann hier zur Vereinfachung verzichtet werden.

4 Vgl. Gleichung (3.48) auf S. 88.

Spaltennummer										
1	2	3		4	5	6	7	8	9	
Standort u. Stellplatzkat.	Tageszeitraum	absolute Häufigkeiten: Parkwunsch		Wahrscheinlichkeit für die		Realisation d. Randomis.-ZVS	Produkt aus d. Spalten 5 u. 6	Summe aus d. Spalten 4 u. 7	-2log _e aus d. Spalte 8	
		nein	ja	extrem. Aufteilungen	beobacht. Aufteilungen					
Überwasserstraße gebührenfrei	1	B ₁ P ₂	24 30	0 4	.8135	.1865	.2386	.0445	.8580	0.3063
	2	P ₁ P ₂	3 27	3 3	.0139	.0125	.7681	.0096	.0235	7.5015
	3	P ₁ P ₂	0 32	1 4	.0	.1111	.4615	.0513	.0513	5.9412
	4	P ₁ P ₂	1 67	2 4	.0038	.0073	.08562	.0063	.0101	9.1904
	5	B ₁ P ₂	22 59	0 8	.8773	.1227	.9834	.1207	.9980	0.0041
Auswertung Überwasserstr.: $\chi^2_{emp.} = 22,9435$; $\chi^2_{theor.} = \begin{cases} 20.4831 \\ 23.2093 \end{cases}$ für $\begin{cases} 97,5 \\ 99 \end{cases} \%$, 10 FG										

Tabelle 4.3: Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Sendeinflusses am Beispiel (ÜBERWASSERSTRASSE)

In Spalte 4 ist mit 0.8135 der Wert für $\sum_{j=1}^{i-1} W(t_j)$ angegeben, also die Summe der (bedingten) Eintrittswahrscheinlichkeiten unter $H_0: \theta_1 = \theta_2$, von solchen Aufteilungen der Feldhäufigkeiten¹, die extremer für $H_1: \theta_1 > \theta_2$, sprechen als das beobachtete t_1 . Spalte 5 enthält mit 0.1865 die Wahrscheinlichkeit $W(t_1)$ der beobachteten Aufteilung, und Spalte 6 die Realisation der künstlichen in (0, 1) gleichverteilten² ZV S.

1 Vgl. hierzu auch die Ausführungen zum nichtrandomisierten Fisher-Exact-Test unter Punkt 3.5.2. Die Berechnungen zu diesem und den folgenden FB-Tests wurden auf der EDV-Anlage der Universität Münster durchgeführt.

2 Zur Generierung der Werte von S wurde auf das "Programmpaket" SSP (Scientific Subroutine Package, Subroutine RANDU) zurückgegriffen. Vgl. International Business Machines Corporation (Hrsg.), System/360, SSP, Programmers Manual, 5. Auflage, New York 1970, hier S. 77.
Dem ersten verwendeten Wert von S geht eine Einschwingphase von 30 Aufrufen voraus. Als Eingabewert wurde das Kalenddatum des Rechenlaufes als sechsstellige Ziffernfolge von Jahres-, Monats- und Tagesangabe verwendet. Der Test wurde am 19.07.77 durchgerechnet, die Eingabegröße war demnach 770719.

In Spalte 7 ist anschließend das Produkt $s \cdot W(t_i)$ - hier also: $0.2386 \cdot 0.1865 = 0.0445$ - bestimmt.

Mit der Summe aus den Spalten 4 und 7: $\sum_{j=1}^{i-1} W(t_j) + s \cdot W(t_i)$, ergibt sich in Spalte 8 die zur Beurteilung der Signifikanz relevante Statistik $F_{r, \theta_1 > \theta_2}(t_i, s)$, es ist unter H_0 - wie an entsprechender Stelle erläutert - eine in $\{0, 1\}$ gleichverteilte ZV¹.

Der Wert, $0.8135 + 0.0445 = 0.8580$, der sich für Zeile 1 aus Tab. 4.3 errechnet, zeigt an, daß $H_1: \theta_1 > \theta_2$, gegenüber H_0 hier wenig Plausibilität besitzt. Die Wahrscheinlichkeit, unter H_0 extremere Aufteilungen zugunsten von H_1 zu beobachten, beträgt unter zusätzlicher Berücksichtigung der Randomisierungsvariablen 85,8 %.

Entsprechend sind die Werte von $F_{r, \theta_1 > \theta_2}(t_i, s)$ aus Spalte 8 für die weiteren Tageszeiträume zu interpretieren.

Die Ergebnisse für die Tageszeiträume 2, 3 und 4 sprechen demnach deutlich gegen H_0 bzw. für H_1 , einen durch die Sendeveranstaltung erhöhten Anteil von Parkwünschen, während im letzten Zeitraum wieder das Gegenteil zutrifft.

Der Test soll nunmehr zu einer zusammenfassenden Beurteilung der (uneinheitlichen) Ergebnisse über alle Zeiträume führen.

Eine Statistik zur gleichzeitigen Prüfung der (In-)Homogenität zwischen allen Paaren von Beobachtungsergebnissen an einem Standort enthält Spalte 9 mit $\{-2 \log_e F_{r, \theta_1 > \theta_2}(t_i, s)\}$. Dies ist (unter H_0) eine χ^2 -verteilte Prüfgröße, über die - Unabhängigkeit vorausgesetzt - mehrere Stichprobenpaare in

¹ Vgl. (3.48), S. 88 und die diesbezüglichen Erläuterungen.

der unter 3.6 erläuterten Weise simultan im Test berücksichtigt werden können¹. Die Prüfgrößen aus Spalte 8 werden hierzu aufsummiert und ergeben in ihrer Summe wiederum eine (χ^2 -verteilte) Teststatistik χ^2_{emp} .

Tabelle 4.3 enthält in der untersten Zeile (Auswertungszeile) die Summe aus Spalte 9 - χ^2_{emp} , die zugehörige Anzahl von Freiheitsgraden (FG) und benachbarte Quantile ($\chi^2_{\text{theor.}}$).

Für das in Tabelle 4.3 betrachtete Beispiel der ÜBERWASSER-STRASSE zeigt der Vergleich von $\chi^2_{\text{emp.}} = 22.9435$ und $\chi^2_{\text{theor.}} = 20.4831$ bzw. 23.209 für das 97,5 % - und 99 % - Quantil hohe Signifikanz der Abweichung des Abstellverhaltens über alle Tageszeiträume insgesamt an. Die Daten lassen die Hypothese $H_1: \theta_1 > \theta_2$, plausibel erscheinen; denn unter $H_0: \theta_1 = \theta_2$, besitzt ein derart extremes Ergebnis zugunsten von H_1 weniger als 2,5 % Wahrscheinlichkeit.

Die Ergebnisse der Tests zur Überprüfung des Sendeinflusses auf den Anteil von Parkraumsuchern sind für alle ausgewählten Standorte in Tabelle 4.4 zusammengefaßt:

Standort	Prüfgröße χ^2_{emp}	%-Quantile der χ^2 -Verteilung	Freiheits- grade (FG)
ÜBERWASSERSTR.	22,9435	20.4831 } für } 97,5 % 23.2093 } für } 99 %	10
FRAUENSTR.	29,1440	29.1413 für 99 %	14
KRUMMER TIMPEN	5,9108	5.3481 } für } 50 % 7.8408 } für } 75 %	6
ROTHENBURG	15.5136	19.3374 für 50 %	20
DRUBBEL/ ROGGENM.	7.9786	5.3481 } für } 50 % 7.8408 } für } 75 %	6
SPIEKERHOF	9.2036	9.3418 für 50 %	10

Tabelle 4.4: Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Sendeinflusses auf den Anteil von Parkraumsuchern an allen ausgewählten Standorten im Überblick

¹ Vgl. hierzu S. 88 ff.

Nach Tab. 4.4 tritt ein signifikant größerer Anteil der Parkwünsche während der Sendveranstaltung gerade an den Standorten in unmittelbarer Nähe zum Veranstaltungsort (Hindenburgplatz) auf, nämlich in der ÜBERWASSER- und der FRAUENSTRASSE¹. In allen anderen Fällen sind in den Beobachtungen signifikante Veränderungen im Abstellverhalten während der Sendtage dagegen nicht festzustellen; die Werte für $\chi^2_{\text{emp.}}$ liegen jeweils zwischen dem unteren und oberen Quartil der theoretischen Verteilung oder nur geringfügig außerhalb dieser Grenzen².

Nur für den KRUMMEN TIMPEN überrascht ein solches Ergebnis, da er ebenfalls in der Nähe des Hindenburgplatzes liegt. Daß dieser Netzabschnitt von nahezu denselben Verkehrsteilnehmern wie die FRAUENSTRASSE durchfahren wird³, spricht weiterhin für die Annahme, daß auch hier ein Sendeinfluß besteht, der durch den Zufallscharakter der (kleinen) Erhebungen bedingt, keinen Ausdruck findet. Für die SCHLAUNSTRASSE ließ sich kein Test durchführen⁴. Die Ergebnisse für die anderen Standorte in größerer Entfernung vom Hindenburgplatz (ROTHENBURG, DRUBBEL/ROGGENMARKT und SPIEKERHOF) lassen aber vermuten, daß der Send auch hier *keinen* signifikanten Einfluß auf die Erhebungsdaten hatte.

Die Ergebnisse des Homogenitätstest bestätigen insgesamt die unter 2.3 angestellten Überlegungen zum Abstellverhalten. Dort wurde auf die besondere Bedeutung der Fußweglänge

1 Zur räumlichen Lage von Hindenburgplatz und den ausgewählten Standorten vgl. Abb. A1, S. 151 und Abb. A2, S. 153.

2 Für DRUBBEL/ROGGENMARKT liegt $\chi^2 = 7.9786$ geringfügig oberhalb des oberen Quartils von 7.8408. Vgl. hierzu die Angaben in Tab. 4.4.

3 Etwa 90 % der Verkehrsteilnehmer, die den Standort FRAUENSTRASSE passieren, durchfahren anschließend den KRUMMEN TIMPEN. Vgl. hierzu die Ausführungen zu den durchgeführten Querschnittszählungen, S. 124, Fußnote 1.

4 Es liegen hierfür keine tageszeitlich vergleichbaren Erhebungen vor. Vgl. Tabelle 4.2, S. 96.

hingewiesen¹. Bei der hierfür anzusetzenden Obergrenze von etwa 200 m sind durch den Send ausgelöste "Substitutionseffekte" in Form von erhöhter Stellplatznachfrage auf einen Umkreis von etwa 400 m begrenzt. Aus Abbildung A2, S. 153, ist zu erkennen, daß die nichtsignifikanten Ergebnisse - sieht man von dem KRUMMEN TIMPEN ab - Standorte außerhalb dieses Radius betreffen. Für den Bereich innerhalb spricht der Test dagegen an.

Aus der Untersuchung des Sendeinflusses wurden für die weitere Analyse der Daten folgende Konsequenzen gezogen. Die Erhebungen der Sendtage bleiben - dem Testergebnis zufolge für ÜBERWASSER- und FRAUENSTRASSE unberücksichtigt, ebenso aber auch für den KRUMMEN TIMPEN. Die Beobachtungen an den anderen Standorten werden über *alle* Erhebungstage zusammengefaßt. Eine Zusammenstellung der derart vom Send einfluß bereinigten Daten gibt Tabelle 4.5².

1 Vgl. S. 12 ff.

2 Vgl. Tabelle 4.5, S. 105.

Die letzte Spalte dient wiederum der Charakterisierung des Entnahmeverfahrens. Die Binomialstichproben sind zur Unterscheidung von den - nicht besonders gekennzeichneten - Pascalstichproben durch ein + hervorgehoben.

Spaltennummer					
1	2	3	4	5	6
Standort	Stellplatzkat.	Tageszeitraum	absolute Häufigkeiten; Parkwunsch:		Entnahmeverfahren
			nein	ja	
Schlaunstraße	gebührenfrei	1	42	3	
		2	73	6	
		3	89	4	
		4	52	4	
		5	57	4	
Überwasserstraße	gebührenfrei	1	30	4	
		2	27	3	
		3	32	4	
		4	67	4	
		5	59	3	
Frauenstraße	gebührenfrei	1	32	0	+
		2	22	3	
		3	18	2	
		4	29	3	
	Parkuhr	1	96	7	+
		2	66	0	
		3	0	1	
		4	11	0	
		5	55	2	
	gebührenfrei	1	74	2	+
		2	1	1	
		3	48	7	
		4	35	3	
		5	140	13	
Rothenburg	Parkuhr	1	150	16	
		2	95	15	
		3	108	7	
		4	17	4	
		5	67	8	
	eingeschr. Halteverb.	1	54	3	
		2	212	13	
		3	144	12	
		4	282	19	
		5	254	19	
Drubbel/Roggenm.	Parkuhr	1	84	4	
		2	32	6	
		3	99	5	
		4	40	6	
		5	1	1	
Spiekerhof	Parkuhr	1	113	9	
		2	42	6	
		3	83	8	
		4	108	9	
		5	121	7	

Tab. 14.5: Autofahrer mit und ohne Parkwunsch - Daten unter Berücksichtigung der Ergebnisse des Homogenitätstests unter Punkt 4.2

4.4 Der Einfluß der Stellplatzart auf den Anteil von Parkwünschen

In diesem Abschnitt soll der Einfluß auf das Abstellverhalten, der von Unterschieden in der Art von Parkgelegenheiten ausgeht, untersucht werden.

Wenn Beobachtungen zwar an *einem* Standort, und zur gleichen Tageszeit aber für verschiedene Stellplatzarten durchgeführt werden, so spiegeln Unterschiede im Abstellverhalten gegebenenfalls den *isolierten Effekt* der Stellplatzart wider. Im Rahmen der vorliegenden Untersuchungen wurden derartige Vergleichserhebungen in der FRAUENSTRASSE und der ROTHENBURG durchgeführt¹. Zunächst sei auf den erstgenannten Standort eingegangen.

In der FRAUENSTRASSE wurden insgesamt 347 Verkehrsteilnehmer beobachtet. Dabei waren in 18 Fällen Parkwünsche festzustellen. Die Beobachtungen lassen sich nach den betrachteten Arten von Parkmöglichkeiten - gebührenfreie und Uhrenstellplätze - wie folgt aufschlüsseln:

Stellplatz- kategorie \ abs. Häufigkeiten	Parkwunsch		Σ
	nein	ja	
geb.-frei	101	8	109
Parkuhr	228	10	238
Σ	329	18	347

Tabelle 4.6: Übersicht der Untersuchungsergebnisse zur Prüfung des Einflusses der Stellplatzart (FRAUENSTRASSE)

¹ Vgl. hierzu S. 22.

Die Häufigkeiten in Tabelle 4.6 ermitteln sich durch Zusammenfassung der entsprechenden Erhebungsdaten aus Tabelle 4.5 über alle Tageszeiträume¹. Zur Durchführung eines ersten groben Vergleichs zwischen dem Anteil von Parkwünschen nach gebührenfreien Stellplätzen und dem nach Parkuhren, sei zunächst einmal davon ausgegangen, daß beide Anteile während des Tages konstant seien. Dann ist für die beobachteten Einzelfolgen die unter 3.3.3 angesprochene Additivität gewährleistet, und die statistische Auswertung kann an den Angaben von Tab. 4.6 ansetzen.

Dies zunächst einmal vorausgesetzt erhält man nach der Schätzfunktion $\hat{\theta}_{H,P}$ folgende Anteilsschätzwerte²:

$$\frac{7}{108} = 6,5 \% \text{ (gebührenfrei) und } \frac{9}{237} = 3,8 \% \text{ (Parkuhr).}$$

Aus dem Verhältnis der Schätzwerte, $\frac{6,5}{3,8}$, errechnet sich ein Faktor von etwa 1,7, um den der Anteil von Parkwünschen nach gebührenfreien Stellplätzen den nach Parkuhren übersteigt. Der Kehrwert beträgt ungefähr 0,6 und besagt, daß von den Autofahrern, die in der FRAUENSTRASSE gegebenenfalls eine gebührenfreie Stellgelegenheit wahrnehmen, schätzungsweise nur etwa 60 % einen Stellplatz an der Uhr akzeptieren.

Da die Annahme zeitlicher Anteils Konstanz allerdings - wie sich im folgenden Abschnitt zeigen wird - nicht realistisch ist, erscheint es theoretisch angebracht, die Gegenüberstellung nach den Tageszeiträumen aufgegliedert

1 Vgl. in Tabelle 4.5, S. 105, die Angaben für die FRAUENSTRASSE.

2 Die Häufigkeiten in Tabelle 4.6 sind zeilenweise als Realisationen von Pascalstichproben zu interpretieren. Vgl. hierzu die Ausführungen unter 3.3.3, insbesondere S. 42 f. Zur Punktschätzung bei Pascalstichproben vgl. den Abschnitt 3.4.1, hier insbesondere S.52. Den theoretischen Überlegungen dort zufolge wird auch im weiteren als Punktschätzwert für θ bei Pascalstichproben $\hat{\theta}_{H,P}$ verwendet.

durchzuführen. Nach einer solchen Disaggregation sind die Umfänge der Erhebungen allerdings recht klein, so daß die je nach Stellplatzart zu ermittelnden Anteilsschätzwerte $\hat{\theta}_{H,P}$ wenig aussagefähig sind¹. Es wurde daher auch hier zur Prüfung der Signifikanz des Einflusses von Stellplatzunterschieden - wie unter 4.3 zur Prüfung des Sendeeinflusses - ein randomisierter Fisher Exact-Test durchgerechnet.

Das Ergebnis geht aus Tabelle 4.7, die formal Tabelle 4.3 im vorangehenden Abschnitt entspricht, hervor²:

Spaltennummer										
1	2	3		4	5	6	7	8	9	
Standort u. Stellplatzkat.	Tageszeitraum	absolute Häufigkeiten: Parkwunsch:		Wahrscheinlichkeit für die extrem. beobacht. Aufteilungen		Realisation d. Randomis.-ZVS	Produkt aus d. Spalten 5 u. 6	Summe aus d. Spalten 4 u. 7	log _e aus d. Spalte 8	
		nein	ja							
Frauenstraße gebührenfrei (B ₁) Parkuhr (B ₂)	1	B ₁	32	0						
		P ₂	96	7	.8124	.1876	.2386	.0448	.8572	.3083
	2	P ₁	22	3						
		B ₂	66	0	.0	.0689	.7681	.0529	.0529	5.8779
	3	P ₁	18	2						
		P ₂	0	1	.9	.1	.4615	.0462	.9462	.1107
	4	P ₁	29	3						
		B ₂	11	0	.0	.5401	.8562	.4624	.4624	1.5425
Auswertung Frauenstraße : $\chi^2_{emp.} = 7.8394$; $\chi^2_{theor.} = \begin{cases} 7.3441 \\ 10.2188 \end{cases}$ für $\begin{cases} 50\% \\ 75\% \end{cases}$; 8 FG										

Tab. 4.7: Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Einflusses der Stellplatzart (FRAUENSTR.):

In Tabelle 4.7 sind die Beobachtungen an gebührenfreien Stellplätzen (B₁ oder P₁) und Parkuhren (B₂ oder P₂) nur für die ersten vier Tageszeiträume gegenübergestellt. Der fünfte konnte nicht berücksichtigt werden³.

1 Vgl. hierzu die für den Standort FRAUENSTRASSE je nach Stellplatzart für die Zeiträume einander gegenüberstellenden Erhebungsdaten in Tabelle 4.5, S. 105.

2 Vgl. Tab. 4.3, S. 100, sowie die diesbezüglichen Erläuterungen.

3 Die Häufigkeiten in Spalte 3 von Tabelle 4.7 sind den Angaben für die FRAUENSTRASSE aus Tab. 4.5 zu entnehmen. Eine Berücksichtigung von Tageszeitraum 5 war nicht möglich, da hierfür mangels Stellgelegenheiten keine Beobachtung an gebührenfreien Stellplätzen durchgeführt werden konnte. Vgl. Tab. 4.5, S. 105.

Wie der untersten (Auswertungs-)Zeile der Tabelle 4.7 zu entnehmen ist, kann die in den Daten insgesamt angezeigte Heterogenität nicht als signifikant angesehen werden. Die Prüfgröße $\chi^2_{\text{emp.}}$ liegt nur geringfügig oberhalb des Median der theoretischen Verteilung. Der Stichprobenumfang der Erhebungen in der FRAUENSTRASSE ist allerdings recht klein; so daß bei dem Testergebnis ein gewisser Zufallseinfluß in Rechnung zu stellen ist.

In der ROTHENBURG liegt der Umfang der Erhebungen beträchtlich höher; hier ist - wie sich zeigen wird - auch die zeitlich disaggregierte Analyse der Ergebnisse aufschlußreich.

In der ROTHENBURG wurden 1499 Wahlhandlungen, darunter 116 Parkwünsche beobachtet. Unter Berücksichtigung der betrachteten Stellplatzkategorien - Parkuhren und Stellflächen im eingeschränkten Halteverbot - ergeben sich die Häufigkeiten in Tabelle 4.8:¹

absol. Häufig- Stell- platzkategorie	Parkwunsch		Σ
	nein	ja	
Parkuhren	437	50	487
eingeschr. Halteverbot	946	66	1012
Σ	1383	116	1499

Tabelle 4.8: Übersicht der Untersuchungsergebnisse zur Prüfung des Einflusses der Stellplatzart (ROTHENBURG)

¹ Diese Häufigkeiten erhält man, wenn in Tab. 4.5 die Daten für die ROTHENBURG über die 5 Tageszeiträume zusammengefaßt werden. Vgl. Tab. 4.5, S. 105.

Auch hier sei zur Durchführung eines ersten groben Vergleichs der je nach Stellplatzart zu beobachtenden Parkwunschanteile zunächst Homogenität beider Anteilswerte im Tagesverlauf unterstellt. Dann sind aus Tabelle 4.8 folgende Anteilsschätzwerte $\hat{\theta}_{H,P}$ zu ermitteln¹:

$\frac{49}{486} = 10,1 \%$ (Parkuhren) und $\frac{65}{1011} = 6,4 \%$ (eingeschr. Halteverbot).

Hieraus errechnet sich ein Verhältnis von $\frac{10,1}{6,4}$ zwischen den Schätzwerten. Dies bedeutet, daß von den Autofahrern, die gegebenenfalls einen Parkstand an einer Uhr annahmen, schätzungsweise - dem Kehrwert $\frac{6,4}{10,1}$ entsprechend - knapp zwei Drittel auch eine Stellgelegenheit im eingeschränkten Halteverbot akzeptieren würden.

Für die ROTHENBURG zeigt sich allerdings in den Anteilsschätzwerten $\hat{\theta}_{H,P}$ eine starke Tagessaison, wenn die Daten disaggregiert betrachtet werden. Dann bestimmen sich für die tageszeitraumbezogenen Anteile je nach Art des Stellplatzes nach $\hat{\theta}_{H,P}$ die in Tabelle 4.9 angeführten Werte²:

Stellplatz- kategorie	Tageszeitraum				
	1	2	3	4	5
Parkuhren	9,1	12,8	5,3	15,0	9,5
eingeschr. Halteverbot	3,8	5,4	7,1	6,0	6,6
Verhältnis von Zeile 1 zu 2	2,4	2,4	0,7	2,5	1,4

Tabelle 4.9: Punktschätzwerte (in %) für die Anteile von Parkwünschen nach Parkuhren und Stellplätzen im eingeschränkten Halteverbot und Verhältnis der Schätzwerte (ROTHENBURG)

¹ Die Häufigkeiten in Tab. 4.8 sind zeilenweise als Realisationen von Pascalstichproben zu betrachten. Vgl. hierzu auch Fußnote 2, S. 107.

² Den Schätzwerten $\hat{\theta}_{H,P}$ von Tab. 4.9 liegen die in Tab. 4.5 für die ROTHENBURG zeilenweise ausgewiesenen Häufigkeiten zugrunde. Vgl. Tab. 4.5, S. 105.

Insbesondere der geschätzte Anteil für die Uhrenstellplätze - in der ersten Zeile von Tabelle 4.9 - weist eine erhebliche interzeitliche Streuung auf.

An dieser Stelle sollen aber nicht die Anteils-Saisonverläufe bei beiden Stellplatzarten je für sich genommen¹, sondern die tageszeitliche Entwicklung ihres Verhältnisses genauer betrachtet werden. Hierzu gibt die unterste Tabellenzeile den Faktor an, um den der (geschätzte) Anteil von Parkwünschen nach Uhrenstellplätzen den nach den betrachteten ordnungswidrigen Stellmöglichkeiten übersteigt. Auch diese Größe weist eine starke Tagessaison auf. Während ihr Wert für den ersten, zweiten und vierten Tageszeitraum etwa bei zweieinhalb liegt, fällt er für den dritten und fünften deutlich auf 0,7 bzw. 1,4 ab. Das Ergebnis von 0,7 ist dabei insofern als unplausibel anzusehen, als sich hierin ein größerer Anteil von Parkwünschen bei verbotswidrigen Stellplätzen als bei Parkuhren ausdrückt.

Im folgenden soll untersucht werden, welche Ursache hinter der zeitlichen Entwicklung des Anteilsquotienten steht. Grundsätzlich deuten Schwankungen dieser Verhältniszahl auf Veränderungen in der Verteilung der (beabsichtigten) Parkdauer².

Zur Erklärung ihres Rückgangs während der Zeiträume drei (11.30 - 13.30 Uhr) und fünf (15.30 - 17.30 Uhr) müßte sich demnach nachweisen lassen, daß die zu dieser Zeit im fließenden Verkehr in der ROTHENBURG bestehenden Park-

1 Zur Tagessaison der Anteilsschätzwerte selbst vgl. unter 4.5.1, S. 117 ff.

2 Vgl. hierzu die Überlegungen unter 2.3, insbesondere S. 16.

wünsche durch eine tendenziell kürzere (beabsichtigte) Abstelldauer gekennzeichnet sind als zu anderen Tageszeiten.

Tatsächlich dürften gerade in der Mittagszeit und am späten Nachmittag die Autofahrer mit der eigenen Wohnung als Fahrtziel einen relativ großen Anteil im fließenden Verkehr ausmachen. Eine Abstellgelegenheit in der Innenstadt ist dann vielfach nur als Zwischenziel zur *kurzfristigen* Erledigung kleinerer Besorgungen von Interesse. Dies ist empirisch zu belegen. Die bereits angeführte städtische Parkraumstudie zeigt die Sonderstellung von Mittagszeit und Spätnachmittag auf¹. Diese Tageszeiten sind durch starken innerstädtischen Quell-, aber verhältnismäßig geringen Zielverkehr gekennzeichnet. Das bedeutet, daß dann die Fahrtziele der Autofahrer im fließenden Verkehr in der Innenstadt relativ häufig außerhalb des Zentrums liegen und innerstädtische Parkgelegenheiten nur kurzfristig für ein Zwischenziel benötigt werden.

Quell- und Zielverkehr im Tagesverlauf sind in Tabelle 4.10 (Spalten 1 und 2) auf S. 113 wiedergegeben². In Spalte 4 wurde das Verhältnis von Quell- und Zielverkehr ermittelt. Man erkennt hierfür ein deutliches Ansteigen für Mittagszeit und Spätnachmittag³.

1 Stadt Münster; Parken..., a.a.O., insbesondere Blatt 2b.

2 Zu den Angaben von Quell- und Zielverkehr vgl. ebenda.

3 Die städtischen Erhebungen wurden auf öffentlichen Parkanlagen (bei einer Erfassung von 60 % des innerstädtischen Stellflächenangebots) durchgeführt. Für den innerstädtischen Quell- und Zielverkehr in Münster ist insgesamt ein höheres Aufkommen anzunehmen. Es interessieren hier aber weniger absolute Aufkommenswerte als deren Entwicklung im Tagesverlauf. Vgl. Stadt Münster; Parken..., a.a.O., S. 13 und Blatt 2a.

Uhr- zeit	(1) Quell- verkehr	(2) Ziel- verkehr	(3) Kurz- parker	(4) Verhält- nis von (1) zu (2)	(5) Verhält- nis von (3) zu (2)
7.- 8.00	106	646	198	.16	.31
8.- 9.00	278	1005	357	.28	.36
9.-10.00	427	1062	358	.40	.34
10.-11.00	519	874	427	.59	.49
11.-12.00	869	571	311	1.52	.54
12.-13.00	927	556	240	1.67	.43
13.-14.00	584	597	223	.97	.37
14.-15.00	518	779	296	.66	.38
15.-16.00	692	956	407	.77	.43
16.-17.00	1078	714	379	1.51	.53

Tabelle¹ 4.10: Quell- und Zielverkehr und Anzahl der Kurz-
parker (bis max. 2 Std.) in Münster

Gleichermaßen bestätigt die städtische Untersuchung auch die vermutete Sonderstellung dieser Tageszeiten hinsichtlich der Parkdauerverteilung. In Spalte (5) von Tabelle 4.10 ist der daraus zu ermittelnde Anteil der Kurzparker am Zielverkehr angegeben¹. Auch hierfür ergeben sich Tages-
spitzen gegen Mittag und spätnachmittags.

Nach den Ergebnissen der städtischen Untersuchung er-
scheint die in Zeile 3 von Tabelle 4.9 festgestellte Ten-
denz, nach der die verbotswidrigen Stellplätze gegenüber
den Parkuhren in den Tageszeiträumen 3 und 5 an Attrakti-
vität aufholen, durchaus plausibel.

¹ Zur Abgrenzung der Kurzparker vgl. Stadt Münster, Par-
ken..., a.a.O., S. 15 und 23 f.
Es handelt sich um Verkehrsteilnehmer mit höchstens
zweistündiger Parkdauer.

Da die Angaben aus Tabelle 4.9 auf kleinen Zufallsstichproben basieren, sollten sie nicht überinterpretiert werden. Wenn sich hier z. B. für den dritten Tageszeitraum ein größerer (geschätzter) Anteil von Parkwünschen nach ordnungswidrigen Stellplätzen ergibt als nach Parkuhren, so ist dies dem Zufallscharakter der Erhebungen zuzuschreiben.

Wie die zwischen den Anteilsschätzwerten aus Tabelle 4.9 (Zeilen 1 und 2) je nach Stellplatz auftretenden Differenzen unter Signifikanzgesichtspunkten zu beurteilen sind, soll im folgenden geprüft werden. Hierzu wurde wiederum ein randomisierter Fisher-Exact-Test verwendet. Sein Ergebnis ist der Tabelle 4.11 zu entnehmen¹.

Spaltennummer										
1	2	3		4	5	6	7	8	9	
Standort u. Stellplatzkategorie	Tageszeitraum	absolute Häufigkeiten: Parkwunsch:		Wahrscheinlichkeit für die		Realisation d. Randomis.-ZVS	Produkt aus d. Spalten 5 u. 6	Summe aus d. Spalten 4 u. 7	log aus d. Spalte 8	
		nein	ja	extrem. Aufteilungen	beobacht. Aufteilungen					
ROTHENBURG Parkuhr (B ₁) - mingeschr. Halteverbot (B ₂)	1	P ₁	150	16	.1118	.0085	.9834	.0084	.1202	4.2379
		P ₂	54	3						
	2	P ₁	95	15	.0089	.0009	.1945	.0002	.0092	9.4045
		P ₂	121	13						
	3	P ₁	108	7	.7031	.0113	.3162	.0036	.7067	.6944
		P ₂	144	12						
	4	P ₁	17	4	.0387	.0069	.1474	.0010	.0397	6.4519
		P ₂	282	19						
	5	P ₁	67	8	.1641	.0099	.0380	.0004	.1645	3.6010
		P ₂	254	19						
Auswertung: ROTHENBURG: $\chi^2_{emp.} = 24.3897$; $\chi^2_{theor.} = 23.2093$, für 99 % ; 10 FG										

Tabelle 4.11: Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Einflusses der Stellplatzart (ROTHENBURG)

¹ Die absoluten Häufigkeiten in Spalte 3 von Tab. 4.11 sind der Tab. 4.5, S. 105, zu entnehmen. Tab. 4.11 entspricht formal den Tabellen 4.3, S. 100, und 4.7, S. 108. Dort wurde die Auswertung (Homogenitätstest) ausführlich erläutert. Vgl. insbesondere S. 98 ff.

Für alle Tageszeiträume *simultan* führt der Test - dies zeigt der Vergleich von $\chi^2_{\text{emp.}}$ und dem 99 %-Quantil der theoretischen Verteilung in der Auswertungszeile - mit großer Sicherheit zur Annahme von $H_1: \theta_1 > \theta_2$, d. h. zum Schluß eines größeren Anteils von Parkwünschen nach Parkuhren als nach den beobachteten ordnungswidrigen Stellgelegenheiten.

Bei *isolierter* Betrachtung der Tageszeiträume ist für den zweiten und vierten ein signifikantes Ergebnis festzustellen. Hierfür kann eine größere Attraktivität der Parkuhr als *statistisch gesichert* angesehen werden. Die zu den übrigen Tageszeiten beobachtete Heterogenität im Abstellverhalten ist dagegen nicht signifikant. Dies gilt damit ebenfalls für das unplausible Resultat bei dem dritten Tageszeitraum.

Von den in diesem Abschnitt erläuterten Untersuchungen kann kein allgemein (z. B. für den fließenden Verkehr in großstädtischen Zentren) gültiges Ergebnis bezüglich der Attraktivitätsunterschiede verschiedener Arten von Stellplätzen erwartet werden. Neben der bereits angesprochenen Verteilung der Parkdauer spielen offensichtlich auch andere Faktoren eine Rolle. Die an einem Standort für verschiedene Arten von Stellplätzen zu beobachtenden Anteile von Parkwünschen werden z. B. um so weiter auseinanderliegen, je besser die (substitutiven) Parkmöglichkeiten in der räumlichen Nachbarschaft sind. Es lassen sich weitere kaum quantifizierbare Einflußfaktoren, wie z. B. die polizeiliche Überwachungspraxis des ruhenden Verkehrs anführen.

Allerdings liefern derartige Untersuchungen Kenntnisse über die Verteilung der Fristigkeit der Parkwünsche bei den Autofahrern. Dies könnte etwa bei der Festlegung bzw. Staffelung der Höchstlaufzeiten von Parkuhren im Straßennetz interessant sein.

Die in der vorliegenden Arbeit angewandte Methode der Beobachtung des fließenden Verkehrs zur Analyse des Parkverhaltens läßt auch die Untersuchung anderer empirischer Fragestellungen zu als den hier betrachteten Einfluß von der Stellplatzart auf das Abstellverhalten. So könnten nach gleicher Untersuchungsmethode z. B. auch Effekte auf das Parkverhalten ermittelt werden, die durch die unterschiedlichen Längen von Parklücken bedingt sind. Die Problemstellung soll im folgenden kurz erläutert werden, da sie von praktischem Interesse ist und auch für das vorliegende Erhebungsergebnis Bedeutung haben könnte.

Insbesondere Parkgelegenheiten an nicht markierten - z. B. gebührenfreien - Randsteinstellplätzen weisen variierende Länge auf. Kurze Parklücken sind dabei gegebenenfalls nur noch für kleine Fahrzeuge akzeptabel. Ab einer bestimmten Untergrenze sind sie nicht mehr Angebot an den Parkraumsucher. Mit der Länge wächst daher - zumindest in einem bestimmten Bereich - die Attraktivität einer Stellfläche. Auch der Aspekt des bequemen und zügigen Einparkens dürfte hierbei eine Rolle spielen.

Führen nunmehr Beobachtungen des fließenden Verkehrs, die (an einem Standort und zu gleicher Tageszeit) bei Parkmöglichkeiten *unterschiedlicher Länge* durchgeführt werden, zu Differenzen im Anteil von Parkwünschen, so gehen sie auf den Effekt der Stellflächenlänge zurück. Solche Erhebungen könnten daher zur Ermittlung *verhaltensorientierter* Richtwerte für die von den Autofahrern akzeptierte Länge von Randsteinstellplätzen führen.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit ist dieses Problem allerdings nicht empirisch untersucht worden. Es wurde vielmehr versucht, den Einfluß der Stellplatzlänge in den Er-

hebungen dadurch auszuschalten, daß nur Stellgelegenheiten von mindestens 6 m Länge Berücksichtigung fanden. Diese Länge entspricht etwa der von Uhrenstellplätzen und dürfte praktisch von allen Parkraumsuchern akzeptiert werden.

4.5 Anteil und Aufkommen von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten

4.5.1 Tageszeitlich disaggregierte Analyse

4.5.1.1 Anteilswerte zu unterschiedlichen Tageszeiten

Die Untersuchungsergebnisse für alle ausgewählten Standorte werden in diesem Abschnitt im Zusammenhang diskutiert. Unberücksichtigt bleiben dabei Daten, die an ordnungswidrigen Parkmöglichkeiten (ROTHENBURG) erhoben wurden; hier wird - wie bereits erläutert - ein extrem kurzfristiges Parkbedürfnis erfaßt, so daß diese Daten mit den übrigen nicht vergleichbar sind. Große Attraktivitätsunterschiede zwischen den verbleibenden (gebührenfreien - und Uhren-) Stellplätzen dürften dagegen nicht bestehen. Hierfür spricht das (nicht signifikante) Ergebnis des im vorigen Abschnitt erläuterten Homogenitätstests bei Parkuhren und gebührenfreien Stellplätzen (FRAUENSTRASSE). Außerdem sei in diesem Zusammenhang nochmals auf den hohen "Kurzparker"-Anteil verwiesen¹. Es kann zudem nicht davon ausgegangen werden, daß die Parkuhr nur von den Verkehrsteilnehmern akzeptiert wird, deren Parkdauer die Laufzeit der Parkuhr nicht überschreitet. Für die Innenstadt von Münster wurde z. B. fest-

¹ Vgl. Spalte 5 in Tab. 4.10, S. 113.

gestellt, daß die Uhrenstellplätze von etwa der Hälfte der Benutzer über die zulässige Parkdauer hinaus belegt sind¹.

Bei der weiteren Analyse werden daher die Erhebungsdaten für Parkuhren und gebührenfreie Stellplätze zusammengefaßt. Gleiches gilt für die Beobachtungsergebnisse von KRUMMEM TIMPEN und FRAUENSTRASSE. Letzteres bietet sich an, da die beiden räumlich benachbarten Standorte von nahezu denselben Verkehrsteilnehmern passiert werden².

Die Tabelle³ 4.12 weist die Erhebungsergebnisse ohne Daten von ordnungswidrigen Stellplätzen und unter Zusammenfassung von FRAUENSTRASSE und KRUMMER TIMPEN aus. Es handelt sich um Beobachtungen von insgesamt 2514 Verkehrsteilnehmern. Bei 199 Parkwünschen ergibt sich hieraus für den Anteil der Parkwünsche 7,9 %⁴.

Die Prüfung der tageszeitlichen Homogenität des Abstellverhaltens wird durch zeilenweise Analyse der Beobachtungen aus Tabelle 4.12 ermöglicht. Dabei sind in Spalte 5 dieser Tabelle zeilenweise für alle ausgewählten Standorte die tageszeitspezifischen Anteilspunktschätzwerte $\hat{\theta}_{H,P}$ angegeben. $\hat{\theta}_{H,P}$ läßt sich durchweg als geeignete Schätzfunktion verwenden⁵. Für eine Zeile (Standort DRUBBEL/ROGGENMARKT, Tageszeitraum 5) ist keine Anteilsschätzung vorgenommen worden⁶.

1 Vgl. Stadt Münster; Parken..., a.a.O., S. 31.

2 Vgl. Fußnote 1, S. 124.

3 Vgl. in Tab. 4.12, S. 119, die Spalten 3 und 4. Diese Daten sind ausgehend von Tab. 4.5, S. 105, zu ermitteln.

4 Vgl. die unterste Zeile in Tab. 4.12.

5 In Tab. 4.12 liegen zeilenweise nur Realisationen von Pascalstichproben vor. Vgl. auch Fußnote 2, S. 107.

6 Zum einen läßt sich hierfür eine unverzerrte Schätzung nicht durchführen, zum anderen erscheint die Stichprobe als für eine aussagefähige Auswertung zu klein. Vgl. hierzu Girshick, M.A., F. Mosteller und L.J. Savage; a.a.O., S. 20. Auch im folgenden ist der fünfte Zeitraum für DRUBBEL/ROGGENMARKT zu vernachlässigen.

Spaltennummer						
1	2	3	4	5	6	7
Standort	Tageszeitraum	absol. Häufigk.		Anteilsschätzung		
		nein	ja	Punkt-Schätzw. $\hat{\theta}_P$	Untergrenze $\hat{\theta}_u$	Obergrenze $\hat{\theta}_o$
Schlaunstraße	1	42	3	.045	.020	.135
	2	73	6	.064	.035	.130
	3	89	4	.033	.015	.080
	4	52	4	.055	.025	.135
	5	57	4	.050	.025	.125
Überwasserstraße	1	30	4	.091	.040	.220
	2	27	3	.069	.030	.200
	3	32	4	.086	.040	.205
	4	67	4	.043	.020	.110
	5	59	8	.106	.060	.190
Frauenstr. u. Krummen Timpen	1	202	9	.038	.020	.065
	2	89	4	.033	.015	.080
	3	66	10	.120	.075	.200
	4	75	6	.063	.035	.125
	5	195	15	.067	.045	.100
Rothenburg	1	150	16	.091	.060	.135
	2	95	15	.128	.085	.195
	3	108	7	.053	.030	.100
	4	17	4	.150	.070	.345
	5	67	8	.095	.055	.170
Drubbel/Roggenm.	1	84	4	.034	.015	.085
	2	32	6	.135	.070	.260
	3	99	5	.039	.020	.085
	4	40	6	.111	.060	.220
	5	1	1	—	—	—
Spiekerhof	1	113	9	.066	.040	.115
	2	42	6	.106	.055	.210
	3	83	8	.078	.045	.140
	4	108	9	.069	.040	.120
	5	121	7	.047	.025	.090

Tab. 4.12: Punkt- und Intervallschätzwerte (90 %, zentral) für den Anteil von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten zu unterschiedlichen Tageszeiten

Von den Schätzergebnissen liegt etwa die Hälfte (14 von 29) in dem Bereich von 5 bis 10 %. Die Spannweite ist beträchtlich, sie reicht von 3,3 bis 15 %. Bei den kleinen Stichprobenumfängen, die hier vorliegen (vgl. Tab. 4.12, Spalten 3 und 4) ist eine zusätzliche Angabe von *Schätzintervallen* angebracht. Hierzu sind in den Spalten 6 und 7 der Tabelle 4.12 die Grenzen zentraler 90 %-Konfidenzintervalle, $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$, aufgeführt¹.

Die Schätzergebnisse für $\hat{\theta}_{H,P}$, $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ sind in Abbildung 4.1 (S. 122) graphisch veranschaulicht. Dort werden den fünf Zeiträumen des Tages (auf der Abszisse abgetragen) jeweils die zugehörigen drei Schätzwerte zugeordnet².

Offensichtlich läßt das zeitliche Entwicklungsmuster der Schätzwerte zumindest nicht an allen Standorten eine ausgeprägte Saison erkennen. Dies wird z. B. durch die im Vergleich zur Variabilität der Punktschätzwerte relativ große Breite der Schätzintervalle - graphisch als "Grauzone" hervorgehoben - angezeigt.

Zur Beurteilung der Signifikanz der Saison in den Anteilen von Parkwünschen wurde auch hier ein Fisher-Exact-Test durchgeführt. Dabei waren die Daten für jeweils aufeinanderfolgende Tageszeiträume als Paar von Stichprobenrealisationen auf Homogenität zu prüfen. Die Summe der Eintrittswahrscheinlichkeiten (unter der Annahme von Homogenität) für das beobachtete und noch heterogene Stichprobenpaare - in der Schreibweise von (4.43)

1 Die Angaben beruhen auf eigenen Tabellierungen der Pascerverteilung. Bei der Möglichkeit des Einsatzes von EDV erwies sich dieses Vorgehen als einfacher, als auf veröffentlichte Tabellen der Binomialverteilung zurückzugreifen. Hiervon wurde aber zur Überprüfung Gebrauch gemacht. Die Intervallgrenzen sind jeweils auf den nächstliegenden 0,5%-Wert gerundet. Aus Platzgründen ist auf eine Wiedergabe der Tabellierungen verzichtet worden. Vgl. hierzu die Ausführungen unter 3.4.2 und im Anhang, S. 169 ff.

2 Die Werte $\hat{\theta}_{H,P}$ aus Spalte 5 der Tab. 4.12 werden in Abbildung 4.1 jeweils durch den Punkt in der Mitte, $\hat{\theta}_u$ bzw. $\hat{\theta}_o$ (Spalte 6 bzw. 7) durch den unteren bzw. oberen Abgebildet. Die Verbindungslinien zwischen den Schätzwerten der verschiedenen Tageszeiträume dienen einzig der Augenführung.

$\sum_{j=1}^i W(t_j)$ - gibt dann als *Prüfgröße* wiederum die Signifikanz der Unterschiede zwischen den beiden Stichproben¹ an.

Die Werte von $\sum_{j=1}^i W(t_j)$ sind in Abbildung 4.1 unterhalb der Abszisse in Klammern angegeben². Auf die Wiedergabe der (nichtsignifikanten) Werte zwischen 0.25 und 0.75 wurde verzichtet. Die in SCHLAUN³, ÜBERWASSERSTRASSE und SPIEKERHOF beobachtete tageszeitliche Entwicklung kann nach Abbildung 4.1 nicht als signifikant angesehen werden. Überzufällig scheinen dagegen einige Anteilsausschläge an den übrigen Standorten zu sein³.

Die Saisonfiguren bei ROTHENBURG und DRUBBEL/ROGGENMARKT ähneln einander. Vom ersten zum zweiten Tageszeitraum ist dort zunächst ein Ansteigen der (geschätzten) Anteile zu verzeichnen, gefolgt von einem Rückgang während der Mittagszeit, und einem neuerlichen Anstieg während des Nachmittags. Diese Parallelentwicklung der Parkwunschanteile ist zu erwarten, da viele Verkehrsteilnehmer beide benachbarten Streckenabschnitte durchfahren, der fließende Verkehr also weitgehend auf dieselben Autofahrer zurückgeht⁴.

1 Vgl. S. 76 ff. Unter heterogenen Stichprobenpaaren werden hier solche verstanden, die die beobachtete Auf- oder Abwärtstendenz in dem Anteil aufeinanderfolgender Zeiträume stärker unterstreichen als das beobachtete Ereignis t_i . Eine Randomisierung wurde hier aus bestimmten Gründen (vgl. S. 90 f.) nicht vorgenommen.

2 Die Angaben beziehen sich jeweils auf die oberhalb rechts und links auf der Abszisse abzulesenden Zeiträume.

3 Dies gilt, wenn den (einseitigen) Tests ein gebräuchliches Signifikanzniveau vorgegeben wird.

4 Bei Aufkommenszählungen von städtischer Seite passierten gut zwei Drittel der Verkehrsteilnehmer in der ROTHENBURG anschließend auch den Querschnitt DRUBBEL/ROGGENMARKT. Vgl. Stadt Münster, Innenstadt..., a.a.O., Abb. 3.

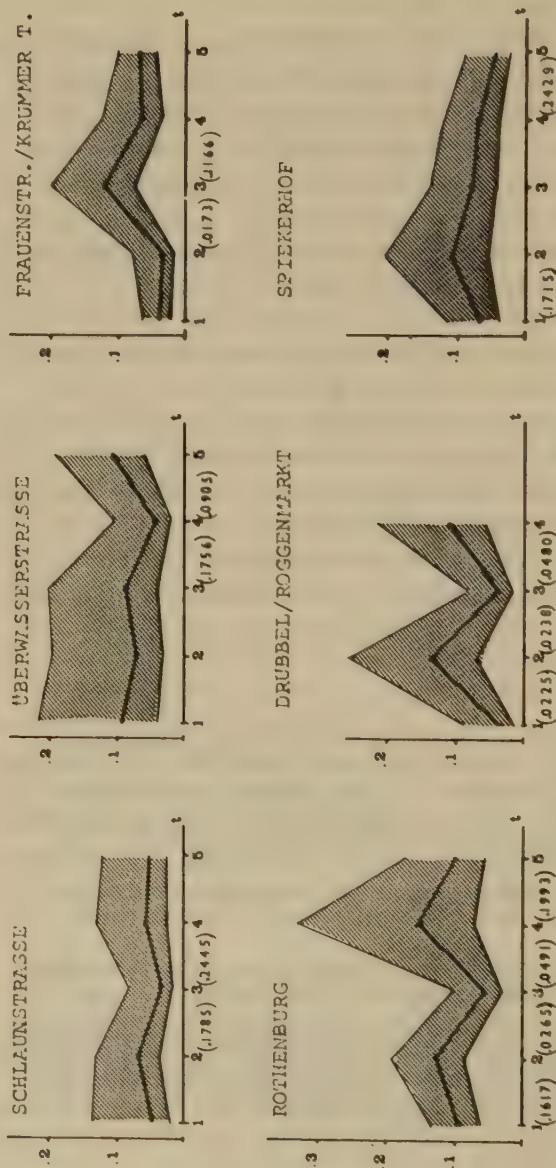


Abb. 4.1.: Der Anteil von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten im Tagesverlauf

Die festzustellende Übereinstimmung zwischen ROTHENBURG und DRUBBEL/ROGGENMARKT spricht dafür, die beobachtete Tagessaison der Anteilsschätzwerte an den ausgewählten Standorten nicht als Folge von etwaigen das Abstellverhalten überlagernden Störeinflüssen aufzufassen. Zumindest soweit Signifikanzen vorliegen, scheinen die erhobenen Saisonfiguren den mit der Bildung von Unterzeiträumen modellmäßig spezifizierten Einfluß der Tageszeit widerzuspiegeln.

Eine signifikante Anteilssaison lassen z. B. auch die Beobachtungen für FRAUENSTRASSE/KRUMMER TIMPEN erkennen. Das Entwicklungsmuster ist hier allerdings gegenüber den zuvor angesprochenen Standorten zeitweilig durch einen umgekehrten Verlauf gekennzeichnet. Während der Mittagszeit wird z. B. kein Rückgang, sondern ein (signifikantes) Ansteigen des Anteils von Parkwünschen beobachtet. Für diese Unterschiede der Anteilssaison bietet sich im Zusammenhang mit den Verkehrsaufkommenszählungen folgende Erklärung an.

Das Ergebnis der Verkehrsstromzählungen in Tabelle¹ A3 zeigt, daß die Tagessaison des Verkehrsaufkommens für ROTHENBURG oder DRUBBEL/ROGGENMARKT viel enger an die des innerstädtischen *Quell*verkehrs geknüpft ist als für

¹ Vgl. Tab. A3, S. 162. Diese Tabelle gibt zeilenweise für alle ausgewählten Standorte zunächst die dort in 5-Minuten-Intervallen am 8.9. (erste Zeile) und am 13.9. (zweite Zeile) zu unterschiedlichen Tageszeiten gezählten Personenkraftwagen sowie die Summen (des 10-Minuten-Intervalls) beider Erhebungstage (dritte Zeile).

Aus letzteren wurde das stündliche Verkehrsaufkommen Aufk/h (vgl. vierte Zeile) durch Multiplikation mit dem Faktor $6 \cdot 1,2 = 7,2$ hochgerechnet. Eine Anhebung der Ergebnisse erscheint angebracht, da die Zählungen außerhalb der Vorlesungszeit stattfanden. Der Faktor von 1,2 ist - wie vergleichbare städtische Erhebungen bestätigen - als realistisch anzusehen. Vgl. Stadt Münster; Innenstadt..., a.a.O., Abb. 3.

ROTHENBURG oder DRUBBEL/ROGGENMARKT viel enger an die des innerstädtischen *Quellverkehrs* geknüpft ist als für FRAUENSTRASSE und KRUMMER TIMPEN¹. Bei ersteren treten ausgeprägte Verkehrsspitzen in der Mittagszeit und am Abend auf; also in den Zeiträumen mit - wie bereits festgestellt wurde - überwiegend *stadtauswärts* liegenden Fahrtzielen². Für FRAUENSTRASSE/KRUMMER TIMPEN ist das Fahrzeugaufkommen abgesehen von einer Spitze im ersten Tageszeitraum dagegen - unabhängig von der Entwicklung des innerstädtischen Quellverkehrs - nahezu konstant.

Der Anteil von Parkwünschen fällt daher hier gegen Mittag und Abend - im Gegensatz zu ROTHENBURG und DRUBBEL/ROGGENMARKT, wo sich zu diesen Zeiten starker innerstädtischer Quellverkehr bemerkbar macht - nicht ab.

Der Anteil des Parkraumsuchverkehrs ist - wie dieser Abschnitt gezeigt hat - je nach Tageszeit und von Standort zu Standort unterschiedlich, wobei sich auch verschiedenartige Saisonfiguren feststellen lassen. Die Ergebnisse der Punktschätzung für den *Anteil* sind in dem *Bereich* zwischen 5 und 10 % konzentriert, bei einer Spannweite von 3,3 bis 15 %. Obwohl die zugrundeliegende Datenbasis klein ist, weisen die Testergebnisse die *Unterschiede* zwischen den Anteilswerten für den Parkraumsuchverkehr bzw. ihre *Tagesaison* teilweise als signifikant aus. Angesichts der

¹ Die Zahlen für das Aufk/h in der FRAUENSTRASSE und KRUMMER TIMPEN sind für alle Tageszeiträume nahezu gleich. Von den beobachteten Verkehrsteilnehmern, die die FRAUENSTRASSE passierten, durchfuhren etwa 90 % auch den KRUMMER TIMPEN. Der Einfachheit halber werden im folgenden für das Aufk/h an beiden Standorten ihre Mittelwerte - in Tab. A3 durch das Symbol * (Standortspalte) gekennzeichnet - verwendet.

² Vgl. hierzu in Spalte (4) der Tab. 4.10, S. 113, das Verhältnis von Quell- zu Zielverkehr. Hierfür sind die größten Werte für die Zeit von 11.00 - 13.00 und 16.00 - 17.00 Uhr ausgewiesen.

festgestellten Unterschiede in der Entwicklung des Verkehrsaufkommens an den betrachteten Netzquerschnitten - dies zeigte die Gegenüberstellung von ROTHENBURG und DRUBBEL/ROGGENMARKT mit FRAUENSTRASSE/KRUMMER TIMPEN - ist dieses Ergebnis zu erwarten. Insgesamt erscheinen die beobachteten Anteilswerte als nicht besonders hoch. Hierfür werden an anderer Stelle noch Gründe anzuführen sein¹.

4.5.1.2 Aufkommenswerte zu unterschiedlichen Tageszeiten

Angaben für das Aufkommen von Parkwünschen vermitteln einen Eindruck von der im fließenden Verkehr bestehenden Nachfrage nach Stellflächen, sie können damit - bei gebotener Vorsicht - Anhaltspunkte für die räumliche Planung eines zu schaffenden Stellplatzangebotes geben². Das Aufkommen von Parkwünschen ist auf einen Zeitraum zu beziehen. Als Bezugsintervall wird im weiteren eine Stunde angesehen.

Zur Schätzung des (stündlichen) Parkwunschaufkommens kann im folgenden das Schätzergebnis für den Anteil einfach mit einem Schätzwert für das stündliche Verkehrsaufkommen hochgerechnet (multipliziert) werden³.

1 Vgl. S. 137 f.

2 Dies wird im folgenden exemplarisch für den Standort ROTHENBURG noch geschehen. Vgl. S. 139 ff.

3 Strenggenommen sind diese Schätzergebnisse für das Aufkommen von Parkwünschen als *bedingte* Schätzwerte für vorgegebenes Verkehrsaufkommen zu interpretieren. Das Vorgehen erscheint jedoch gerechtfertigt, da die Verkehrsaufkommenszahlen in weitaus geringerem Maße dem Zufallscharakter von Stichprobenerhebungen unterliegen als die Anteilsschätzungen mit ihrer besonders kleinen Erhebungsbasis.

Geeignete Multiplikatoren aus Querschnittszählungen enthält die bereits angesprochene Tabelle A3¹.

In diesem Abschnitt wird zunächst auch wieder eine nach Zeiträumen disaggregierte Analyse des Parkwunschaufkommens an den ausgewählten Standorten vorgenommen, so wie sie im vorigen Abschnitt hinsichtlich des Anteils erfolgte. Ausgehend von den dort ermittelten Punktschätzwerten $\hat{\theta}_{H,P}$ und den Grenzen $\hat{\theta}_u$ und $\hat{\theta}_o$ von 90 %-Konfidenzintervallen für den *Anteilswert* von Parkraumsuchern (vgl. Tabelle 4.12, S. 119) ergeben sich durch Multiplikation mit den Angaben Aufk/h für das stündliche Verkehrsaufkommen entsprechende Schätzwerte für das stündliche *Aufkommen* von Parkwünschen. Sie werden im folgenden in Anlehnung an die bei den Anteilswerten verwendete Symbolik als $\hat{A}_{H,P}$, $\hat{A}_u$ und $\hat{A}_o$ bezeichnet und sind in Tabelle 4.13 zusammengestellt². Die Punktschätzwerte (Spalte 3) liegen überwiegend (16 von 29 Werten) im Bereich zwischen 15 und 35. Die Spannweite von 5 bis 90 zeigt allerdings, daß einige Schätzwerte weit aus diesem Intervall herausfallen.

1 Vgl. Tabelle A3, S. 162, sowie die Erläuterungen zu dieser Tabelle in Fußnote 1, S. 123.

2 Vgl. Tabelle 4.13, S. 127.

Spaltennummer						
1	2	3	4	5	6	7
Stand- ort	Tages- zeit- raum	absol. Häufigk.		Aufk.-Schätzung		
		nein	ja	Punkt- Schätzw. $\hat{A}_{H,P}$	Unter- grenze $\hat{A}_U$	Ober- grenze $\hat{A}_O$
Schlaun- straße	1	42	3	15.6	6.9	46.7
	2	73	6	18	9.8	36.5
	3	89	4	8.6	3.9	33.7
	4	52	4	13.1	5.9	32.1
	5	57	4	17.3	8.6	43.2
Über- wasser- straße	1	30	4	15.7	6.2	38
	2	27	3	11.9	5.2	34.6
	3	32	4	15.5	7.2	36.9
	4	67	4	5	2.3	12.7
	5	59	8	30.5	17.3	54.7
Frauen- str. u. Krummer Timpen	1	202	9	24.9	13.1	42.6
	2	89	4	14	6.4	34
	3	66	10	53	33.2	88.6
	4	75	6	24.5	13.6	48.6
	5	195	15	33.3	22.4	49.7
Rothen- burg	1	150	16	32.8	21.6	48.6
	2	95	15	71	47.1	108.1
	3	108	7	39.7	22.5	74.9
	4	17	4	90	41.8	206.2
	5	67	8	67	38.8	120
Drubbel/ Roggenm.	1	84	4	18.1	8	45.3
	2	32	6	73.9	38.3	142.3
	3	99	5	28.6	14.7	62.4
	4	40	6	63.1	34.1	125.1
	5	1	1			
Spieker- hof	1	113	9	26.1	15.8	45.5
	2	42	6	35.1	18.2	72.6
	3	83	8	28.6	16.5	51.4
	4	108	9	23.8	13.8	41.5
	5	121	7	18.3	9.7	35

Tab. 4.13: Punkt- und Intervallschätzwerte (90 %, zentral)
für das stündliche Aufkommen von Parkwünschen
an den ausgewählten Standorten zu unterschied-
lichen Tageszeiten

Die Ergebnisse $\hat{A}_{H,P}$ der Punktschätzung sind in Abbildung 4.2 graphisch veranschaulicht. Die Histogramme dort geben für die ausgewählten Standorte die Höhe des Parkwunschaufkommens zu den unterschiedlichen Tageszeiträumen an.

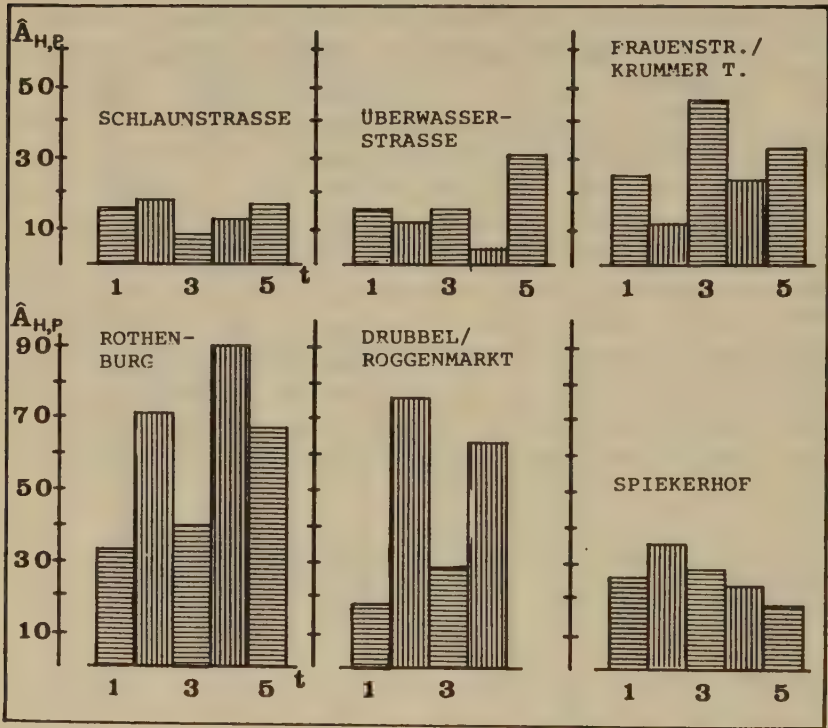


Abbildung 4.2: Das stündliche Aufkommen von Parkwünschen an den ausgewählten Standorten im Tagesverlauf

Die größten Werte von $\hat{A}_{H,P}$ ergeben sich im Hauptgeschäftsviertel (vgl. in Abbildung 4.2 die Angaben für ROTHENBURG und DRUBBEL/ROGGENMARKT). Für die zeitliche Entwicklung der Aufkommensschätzwerte läßt sich dort ein vergleichbarer Verlauf feststellen wie bereits bei der Anteils-

schätzung. Die Aufkommensspitzen treten mit etwa 70 Parkwünschen pro Stunde wiederum in der Vor- und Nachmittagszeit auf bei einem deutlichen Rückgang gegen Mittag.

An den anderen Standorten liegen die geschätzten Häufigkeiten i. d. R. erheblich niedriger, wobei sich ein relativ großer Wert von über 50 Parkwünschen nur noch für FRAUENSTRASSE/KRUMMER TIMPEN zur Mittagszeit ermittelt. Auf die anderen Standorte soll im einzelnen nicht eingegangen werden. Die Schätzergebnisse $\hat{A}_{H,P}$ sind - wie durch die Breite der zugehörigen Schätzintervalle in Tabelle 4.13 (Spalten 4 und 5) angezeigt wird - nicht besonders genau. Präzisere Schätzwerte ergeben sich, wenn - wie im folgenden Abschnitt - auf (verdichtete) Anteils- und Aufkommenswerte für den täglichen Erhebungszeitraum insgesamt abgestellt wird.

In dem folgenden Exkurs werden den vorgetragenen Schätzergebnissen für das Parkwunschaufkommen städtische Untersuchungsergebnisse aus *Fahrtzielbefragungen* gegenübergestellt. Es wird sich dabei weitgehende Übereinstimmung herausstellen. Dies kann einerseits als Anzeichen für die Richtigkeit der eigenen Ergebnisse gewertet werden und untermauert andererseits - wie sich zeigen wird - die zentrale Hypothese zum Abstellverhalten: den dominierenden Einfluß der Fußweglänge zwischen Abstellmöglichkeit und Fahrtziel.

4.5.1.3 Exkurs: Gegenüberstellung von Parkwunsch- und Fahrtzielaufkommen

Es ist - wie bereits erläutert - anzunehmen, daß die Entscheidung eines Verkehrsteilnehmers, eine Stellgelegenheit anzunehmen oder nicht, vornehmlich von der (Fußweg-) Entfernung zum Fahrtziel bestimmt wird¹. Demnach ist von

¹ Vgl. unter 2.3, insbesondere S. 12 f.

Beobachtung zu Beobachtung dann mit Unterschieden im Aufkommen von Parkwünschen zu rechnen, wenn die Konzentration von Fahrtzielen sich verändert.

Die Stadt Münster hat Fahrtziele in kleinräumiger Untergliederung des Innenstadtbereiches in sogenannte Zählgebiete für die abendliche Verkehrsaufkommensspitze erfaßt¹. Setzt man die dabei beobachteten Häufigkeiten zu den Flächen der jeweiligen Zählgebiete ins Verhältnis, so ergeben sich Maßgrößen für die räumliche Fahrtzieldichte in jedem Zählgebiet.

Aufgrund dieser Daten lassen sich nunmehr zählgebietsbezogene Fahrtzieldichten, die zumindest näherungsweise als Indikatoren für die Fahrtzieldichte an den Beobachtungsstandorten angesehen werden können, konstruieren. Ausgangspunkt bildet dabei die Annahme, daß die Fahrtzieldichte an jedem Standort durch die seines Zählgebiets² oder - sofern zwischen mehreren angrenzenden Zählgebieten befindlich - durch deren durchschnittliche Fahrtzieldichte zu beschreiben ist.

So kann beispielsweise als Indikator für die Fahrtzieldichte am Standort SCHLAUNSTRASSE der Quotient der Anzahl von Fahrtzielen im Zählgebiet 6 zu dessen Fläche gebildet werden, da dieses den Standort einschließt. Für den Standort ÜBERWASSERSTRASSE ist dagegen die Summe der Fahrtziele von zwei Gebieten (4 und 6) zu ihrer gemeinsamen Fläche ins Verhältnis zu setzen, da dieser Standort auf der Grenze zwischen beiden Gebieten liegt.

1 Vgl. Stadt Münster, GVP 1974, a.a.O., Anlage 21.

2 Die Zählgebietsaufteilung ist in Abbildung A2, S. 153 wiedergegeben.

Einen Überblick über das Vorgehen an allen Standorten gibt Tabelle¹ 4.14 :

Spaltennummer					
1	2	3	4	5	6
Stand- ort	Zugeordn. Zählge- biet(e)	Fahrtzie- le (ab- sol. Häu- figkeiten)	Fläche (in ha)	Quotient aus (3) zu (4), Fahrt- zielf.- Indikator	geschätz- tes Park- wunsch- Aufk. $\hat{A}_{H,P}$
SCHLAUN- STRASSE	6	395	20,3	19,5	17,3
ÜBERWAS- SERSTR.	4 und 6	1095	51,2	21,4	30,5
FRAUEN- STR. / KRUMMER TIMPEN	4	664	29,9	22,2	33,3
ROTHEN- BURG	1 und 2	1866	39,8	46,9	67
SPIEKER- HOF	4 und 6	1059	51,2	21,4	18,3

Tabelle 4.14: Indikatoren für die Fahrtzieldichte und Schätz-
werte für das Parkwunschaufkommen an den ausge-
wählten Standorten

Tabelle 4.14 enthält zeilenweise für alle ausgewählten Standorte (Spalte 1) die Zählgebiete zur Konstruktion des Indikators (Spalte 2), Angaben zu deren Fahrtzielaufkommen und Fläche (Spalten 3 und 4) und letztlich in Spalte 5 den aus dem Verhältnis von Fahrtziel- und Flächenmaßgrößen sich ergebenden Indikator für die Fahrtzieldichte. Dies ist die für den Vergleich mit den eigenen Aufkommens-schätzungen $\hat{A}_{H,P}$ (vgl. Spalte 6 von Tab. 4.14) interes-sierende Größe. Da die städtischen Erhebungen während der abendlichen Verkehrsspitze durchgeführt wurden, waren in

¹ Zu den Angaben in den Spalten (3) und (4) vgl. Stadt Münster, GVP 1974, a.a.O., die Anlagen 21 und 24.

Spalte 6 von Tabelle 4.14 die Schätzwerte $\hat{A}_{H,P}$ für den *fünften* Tageszeitraum herauszuziehen¹.

Die Werte von $\hat{A}_{H,P}$ werden in ihren Größenverhältnissen durch die Indikatoren aus Spalte 5 offensichtlich gut wiedergegeben. So sind z. B. die Angaben von Spalte 5 und 6 übereinstimmend für die ROTHENBURG mehr als doppelt so groß wie die für die übrigen Standorte. Der kleinste Wert ergibt sich jeweils für die SCHLAUNSTRASSE. Die Ergebnisse bestätigen damit den angesprochenen Zusammenhang zwischen den räumlichen Verteilungen (für das Aufkommen) von Parkwünschen und Fahrtzielen. Natürlich äußert sich z. B. nicht jedes Fahrtziel als Parkwunsch im öffentlichen Straßenraum. So treten die Verkehrsteilnehmer mit privater Garage als Parkraumsucher eventuell nicht in Erscheinung. Die weitgehende Übereinstimmung der Größenverhältnisse zwischen den Angaben in Spalte (5) und (6) der Tabelle 4.14 zeigt aber, daß die durchgeführten Beobachtungen zu vergleichbaren Ergebnissen wie herkömmliche *Fahrtzielbefragungen* führen können.

4.5.2 Tageszeitlich verdichtete Analyse

4.5.2.1 Anteilswerte im Tagesmittel

Unter 4.5.2 werden zeitlich aggregierte Anteils- und Aufkommensschätzwerte für das Parkbedürfnis an den ausgewählten Standorten ermittelt. Dabei geht zwar Information über die *Tagessaison* der Parkwünsche verloren. Dafür gewinnen die verdichteten Schätzergebnisse aber - wie sich zeigen wird - an *Genauigkeit*, da in jede Schätzung nunmehr eine größere Zahl von Stichproben eingeht. Die Ermittlung von präziseren Schätzwerten ist das Ziel dieses Abschnitts.

¹ Zu den Angaben für $\hat{A}_{H,P}$, vgl. Tabelle 4.13, S. 127. Der Standort DRUBBEL/ROGGENMARKT wird nicht betrachtet. Vgl. hierzu auch Fußnote 6, S. 118.

Unter 4.5.2.1 werden zunächst für den *Anteil* von Parkraumsuchern im *Tagesmittel* Schätzungen durchgeführt; unter 4.5.2.2 geschieht dies dann für das *gesamte Tagesaufkommen*.

Der Anteil von Parkwünschen weist - wie im vorangehenden Abschnitt ausgeführt wurde - ebenso wie das stündliche Verkehrsaufkommen je nach Standort erhebliche Unterschiede im Tagesverlauf auf. Daher läßt sich für den Anteil an einem Beobachtungsstandort das Tagesmittel - damit ist hier der Durchschnitt über den täglichen Erhebungszeitraum von 8.00 bis 17.00 Uhr gemeint - nicht als arithmetisches Mittel aus den Schätzwerten $\hat{\theta}_{H,P}$ für die Unterzeiträume bestimmen; die tageszeitlichen Unterschiede im Verkehrsaufkommen sind vielmehr als Gewichtungsfaktoren bei der Berechnung zu berücksichtigen.

Wird die Summe für das an einem Standort beobachtete Verkehrsaufkommen über alle Unterzeiträume gleich eins gesetzt, so ergeben sich als zeitraumsspezifische Gewichte die in Tabelle A4 wiedergegebenen Werte g_t eines relativen Verkehrsaufkommens¹. Sie geben an, welcher Anteil des gesamten Fahrzeugaufkommens an einem Standort dort auf die einzelnen Tageszeiträume entfällt.

Ausgehend von diesen Gewichten g_t kann für jeden Standort nun ein *Anteilsschätzwert* für die Parkwünsche im *Tagesmittel* wie folgt bestimmt werden. Es wird für alle fünf Zeiträume das Produkt aus g_t und dem entsprechenden Anteilsschätzwert $\hat{\theta}_{H,P}$ gebildet und anschließend aufsummiert. Die Summe stellt dann einen Schätzwert für das Tagesmittel dar. Aus Gründen

¹ Vgl. Tab. A4, S. 163. Das Verkehrsaufkommen A_t des Zeitraums t wurde dabei für alle Standorte aus den Angaben Aufk/h von Tab. A3, S. 162, durch Multiplikation mit der Länge des Zeitraums t (in Stunden gemessen) ermittelt. Für die Zeiträume 2, 3 und 4 ergibt sich hierfür der Faktor 2, für den ersten und fünften der Faktor 1,5. Zu den genauen Zeitgrenzen vgl. Tab. 4.1, S. 95.

der Übersichtlichkeit sind die Angaben zur Schätzung in Tabelle A5 im Anhang dargestellt¹.

Die angesprochene Schätzfunktion - im folgenden als $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ bezeichnet - ist wie $\hat{\theta}_{H,P}$ offensichtlich ebenfalls unverzerrt². Für die betrachteten Standorte erhält man für $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ Werte, die von knapp 5 % (SCHLAUNSTRASSE) bis über 10 % (ROTHENBURG) streuen³. Diese Anteilsschätzungen sind - wie die im folgenden zu erläuternden Schätzintervalle zeigen - erheblich genauer als die unter 4.5.1 für die einzelnen Zeiträume ermittelten Ergebnisse.

Das Vorgehen bei der *Intervallschätzung* ist einfach. Wird zwischen den zu verschiedenen Zeiträumen durchgeführten Erhebungen an einem Standort Unabhängigkeit unterstellt⁴, so sind auch die Werte von $\hat{\theta}_{H,P}$ als stochastisch unabhängig anzusehen. Die Stichprobenverteilung der Summenstatistik $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ wird dann näherungsweise durch eine *Normalverteilung* beschrieben⁵, wobei der Erwartungswert von

1 Vgl. Tabelle A5, S. 164.

2 Im Rahmen der durchgeführten Auswertungen werden die g_t als konstante (wahre nichtzufällige) Gewichte interpretiert. Vgl. hierzu Fußnote 3, S. 125.

3 Die Werte von $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ sind für jeden Standort in Tabelle A5, Spalte 8 (obere $\hat{\theta}_{H,P}$ Zahl) enthalten. Auf die Ergebnisse der Punktschätzung wird im Anschluß an die Bestimmung von Schätzintervallen noch eingegangen. Vgl. hierzu Tabelle 4.15, S. 136, die eine Übersicht der Ergebnisse von Punkt- und Intervallschätzung gibt.

4 Davon soll ausgegangen werden. Da im fließenden Verkehr in jeder Beobachtung andere Verkehrsteilnehmer erhoben werden, erscheint diese Annahme gerechtfertigt. Störüberlagerungen - wie z. B. die untersuchte Stellplatzverknappung durch die Sendveranstaltungen -, die dieser Annahme entgegenstehen könnten, wurden in den Erhebungen nach Möglichkeit ausgeschaltet.

5 Dies folgt aus dem zentralen Grenzwertsatz der Wahrscheinlichkeitsrechnung. Vgl. z. B. Stange, K.; a.a.O., S. 239 f.

$\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ dem wahren Tagesmittel $\theta^{(\Sigma)}$ entspricht (Unverzerrtheit), und die Varianz $V(\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)})$ sich als Summe der Varianzen der enthaltenen Summanden $g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}$ ermittelt (Unabhängigkeit).

Nun läßt sich für die Varianz der ZV $\hat{\theta}_{H,P}$ ein unverzerrter Schätzwert $\hat{V}(\hat{\theta}_{H,P})$ anhand einer einfachen Formel bestimmen¹. Hiervon ausgehend erhält man nach einer elementaren Regel für die geschätzte Varianz der mit g_t multiplizierten ZV:²

$$\hat{V}(g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}) = g_t^2 \cdot \hat{V}(\hat{\theta}_{H,P})$$

Die anschließende Summation über die Unterzeiträume ergibt die gesuchten Varianzen $\hat{V}(\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)})$, die ebenfalls in Tabelle A5 angegeben sind³.

Zur Intervallschätzung ist nunmehr auf folgende bekannte Verteilungseigenschaft der (näherungsweise) normalverteilten ZV $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ zu verweisen. Wird der unbekannte wahre Parameter $\theta^{(\Sigma)}$ substrahiert und die entstandene Differenz anschließend durch die Wurzel der geschätzten Varianz, $\sqrt{\hat{V}(\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)})}$, dividiert, so folgt die so transformierte ZV einer *Student-Verteilung*. Die Zahl von Freiheitsgraden entspricht dabei der um eins verminderten Anzahl unabhängiger Beobachtungen⁴. Die Grenzen $\hat{\theta}_u^{(\Sigma)}$ und $\hat{\theta}_o^{(\Sigma)}$ eines

1 Die Formel lautet: $\hat{V}(\hat{\theta}_{H,P}) = \frac{\hat{\theta}_{H,P} \cdot (1 - \hat{\theta}_{H,P})}{n - 2}$, mit n als dem Stichprobenumfang.
Auf die Wiedergabe einer Ableitung kann an dieser Stelle verzichtet werden. Einen Beweis gibt FINNEY. Vgl. Finney, D.J.; *On a Method of Estimating Frequencies*, BA 36 (1949), S. 233 f.

2 Vgl. z. B. Stange, K.; a.a.O., S. 74.

3 Vgl. die unteren Zahlenangaben in Spalte 8 von Tabelle A5, S. 164.

4 Vgl. z. B. Hays, W.L.; a.a.O., S. 392 ff.

Konfidenzintervalls der Sicherheitswahrscheinlichkeit $1-\alpha$ für das wahre Tagesmittel $\theta^{(\Sigma)}$ können dann unter Verwendung von $\frac{\alpha}{2}$ und $(1-\frac{\alpha}{2})$ -Quantil der Student-Verteilung, $t_{\frac{\alpha}{2}}$ bzw. $-t_{\frac{\alpha}{2}}$, nach (4.1) bestimmt werden¹:

$$\hat{\theta}_u^{(\Sigma)} = \hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)} + t_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\hat{V}(\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)})}$$

$$\hat{\theta}_o^{(\Sigma)} = \hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)} + (-t_{\frac{\alpha}{2}}) \cdot \sqrt{\hat{V}(\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)})} \quad (4.1)$$

Entsprechend wurden für die Tagesmittel der Anteile von Parkwünschen an allen betrachteten Standorten 90%-Konfidenzintervalle geschätzt². Die Ergebnisse sind in Tabelle 4.15 (Zeilen 2 und 3) wiedergegeben; diese Tabelle enthält in Zeile 1 zusätzlich die bereits aufgeführten Resultate $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ der Punktschätzung.

Schätzfunktion	Standort						
	Schlaunstraße	Überw.straße	Frauenstr. u. Krummer Timpen	Rothenburg	Drubbel/Roggenm.	Spiekerhof	Zeilenmittewerte
$\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$	0.0496	0.0826	0.0639	0.1015	0.0803	0.0740	0.0753
$\hat{\theta}_u^{(\Sigma)}$	0.0227	0.0396	0.0405	0.0563	0.0337	0.0452	0.0397
$\hat{\theta}_o^{(\Sigma)}$	0.0765	0.1256	0.0873	0.1467	0.1269	0.1028	0.1110

Tabelle 4.15: Punkt- und Intervallschätzwerte (90 % , zentral) für $\theta^{(\Sigma)}$, den durchschnittlichen Anteil von Parkwünschen im Tagesmittel

- 1 Das Verfahren wird in statistischen Lehrbüchern ausführlich erläutert. Vgl. z. B. Hays, W.L.; a.a.O., S. 399 f.
- 2 Bei fünf stochastisch unabhängigen Summanden in $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ - entsprechend der Zahl von Tageszeiträumen - war in den Berechnungen von 4 Freiheitsgraden auszugehen. $t_{0.05}$ beträgt dann - 2.132. Nur bei der Auswertung für DRUBBEL/ROGGENMARKT liegen 3 Freiheitsgrade vor, es gilt dann $t_{0.05} = - 2.353$. Vgl. hierzu Fußnote 6, S. 118. Zu einer Tabelle der Student-Verteilung vgl. z. B. Hays, W.L.; a.a.O., Anhang C, Tab. 3, S. 885.

Wie der letzten Tabellenspalte zu entnehmen ist, errechnet sich für die Punktschätzwerte $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ ein Mittel von 7,5 %. Die Grenzen $\hat{\theta}_u^{(\Sigma)}$ und $\hat{\theta}_o^{(\Sigma)}$ der Schätzintervalle liegen im Durchschnitt in einem Abstand von $\pm 3,5$ % um $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$ und geben damit einen recht genauen Schätzbereich für die wahren Werte $\theta^{(\Sigma)}$.

Das Ergebnis in Tabelle 4.15 weist den Anteil der Parkwünsche im fließenden Verkehr an allen ausgewählten Standorten als recht *niedrig* aus. Beispielsweise überschreitet $\hat{\theta}_o^{(\Sigma)}$ in keinem Fall den Wert von 15 %. Eine ähnliche Untersuchung für die Innenstadt von Freiburg - allerdings eine Befragung - führte dagegen zu folgendem Ergebnis. Dort hätten 74 % der befragten Autofahrer "ihr Fahrzeug am liebsten augenblicklich irgendwo hingestellt - wenn sie nur einen Platz dafür gefunden hätten".¹ Da die Freiburger Studie einen Samstag mit überwiegendem Einkaufsverkehr betrifft, läßt sie sich mit der vorliegenden allerdings kaum vergleichen.

Für den niedrigen Parkwunschanteil in Münster dürfte auch die besondere Struktur des Straßennetzes verantwortlich sein; denn in Städten, deren Straßennetz wie hier der Form eines Sterns ähnelt, führt die kürzeste Verbindung von Fahrtquellen und -zielen häufig durch das Zentrum; und es erweist sich als besonders schwierig, den Fahrzeugstrom durch verkehrsregulierende Maßnahmen um die Innenstadt herumzuleiten². Auch die Strecken, an denen die empirischen Erhebungen durchgeführt wurden, sind Bestandteil von Verkehrsachsen durch den Stadtkern³. In

¹ Forgber, H.; ohne Titel, ADAC Motorwelt, Heft 7 (1977), S. 18 ff.

² Vgl. Stadt Münster; GVP 1974, a.a.O., S. 29 ff.

³ Neben einer West-Ost-Verbindung über die ROTHENBURG lassen sich auch für die Gegenrichtung starke Verkehrsbeziehungen feststellen, die insbesondere den Netzabschnitt SPIEKERHOF berühren. Vgl. Stadt Münster; Innenstadt..., a.a.O., insbesondere S. 4.

dem geringen Parkwunschanteil spiegelt sich also die auch in anderen Untersuchungen bereits festgestellte Tatsache wider, daß das Fahrzeugaufkommen im Stadtkern von Münster zu einem erheblichen Teil auf den *Durchgangsverkehr* zurückzuführen ist¹.

4.5.2.2 Gesamtaufkommen für den täglichen Erhebungszeitraum

Bei der Ermittlung von Schätzwerten für das *tägliche Gesamtaufkommen von Parkwünschen* an den ausgewählten Standorten geht die Information über die Saisonfigur, die unter 4.5.1.2 analysiert wurde, verloren. Die Schätzungen werden dafür aber - und hierin liegt das Ziel dieses Unterpunktes - genauer. Zudem kann im folgenden der Aspekt der Parkwunschsaison - wie noch gezeigt wird - durch Untersuchungsergebnisse der Stadt Münster zur Parkplatzbelegung berücksichtigt werden.

Aus den Schätzungen für den Anteil im Tagesmittel lassen sich in einfacher Weise auch Schätzwerte für das tägliche Parkwunschaufkommen an den Standorten bestimmen. Dies geschieht dabei analog dem unter 4.5.1.2 angewendeten Verfahren. D. h., ausgehend von den Punkt- und Intervallschätzwerten $\hat{\theta}_{H,P}^{(\Sigma)}$, $\hat{\theta}_u^{(\Sigma)}$ und $\hat{\theta}_O^{(\Sigma)}$ für den Anteil im Tagesmittel werden entsprechende Schätzwerte $\hat{A}_{H,P}^{(\Sigma)}$, $\hat{A}_u^{(\Sigma)}$ und $\hat{A}_O^{(\Sigma)}$ für das tägliche Aufkommen von Parkwünschen durch Multiplikation mit dem jeweiligen (täglichen) Fahrzeugaufkommen bestimmt².

1 Vgl. Stadt Münster, Innenstadt..., a.a.O., S. 2 ff., sowie die Abbildungen 9 und 11. Letztere enthält die Auswertung (Summenraster) einer Fahrtquell- und -zielbefragung im fließenden Verkehr in der ROTHENBURG (zwischen 16.00 - 17.00 Uhr). Eigenen Berechnungen zufolge sind über 75 % der dabei befragten Verkehrsteilnehmer bezüglich des Gebietes innerhalb des ersten Tangentendreiecks (vgl. Abbildung A1, auf S. 151 dieser Arbeit) zum Durchgangsverkehr zu zählen.

2 Zum täglichen Verkehrsaufkommen an den ausgewählten Standorten vgl. die letzte Spalte in Tabelle A4, S. 163. Zu dieser Vorgehensweise vgl. insbesondere Fußnote 3, S. 125.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 4.16 zusammengestellt:

Schätz- funk- tion	Standort						Zeilen- mittel- werte
	SCHLAUN- STRASSE	ÜBERW. STRASSE	FRAUEN- STR./ KRUMMER TIMPEN	ROTHEN- BURG	DRUBBEL/ ROGGENM.	SPIE- KERHOF	
$\hat{A}_{H,P}^{(\Sigma)}$	128,6	134,4	271,1	548,1	361,4	241,6	280,9
$\hat{A}_u^{(\Sigma)}$	58,8	64,4	171,8	304,0	151,7	147,6	149,7
$\hat{A}_o^{(\Sigma)}$	198,3	204,4	370,3	792,2	571,5	335,7	412,1

Tabelle 4.16: Punkt- und Intervallschätzwerte (90 %, zen-
tral) für das Aufkommen von Parkwünschen wäh-
rend des täglichen Erhebungszeitraums

Wie der letzten Spalte von Tabelle 4.16 zu entnehmen ist, liegt das geschätzte Aufkommen $\hat{A}_{H,P}^{(\Sigma)}$ im Mittel bei 280 Parkwünschen. Besonders hohe Schätzwerte treten wiederum im Hauptgeschäftsbereich (ROTHENBURG und DRUBBEL/ROGGENMARKT) auf. Zwischen der ROTHENBURG, die dabei mit $\hat{A}_{H,P}^{(\Sigma)} = 548,1$ Parkwünschen an der Spitze liegt, und dem kleinsten Schätz-
wert - mit 128,6 Parkwünschen für die SCHLAUNSTRASSE - be-
steht eine beträchtliche Spannweite. Die ermittelten Kon-
fidenzintervallgrenzen für das Parkwunschaufkommen - in den
Zeilen 2 und 3 der Tab. 4.16 angegeben - reichen im Mittel
von 149,7 bis 412,1 bei einer durchschnittlichen Breite
von¹ $412,1 - 149,7 = 262,4$.

Die Angaben für das tägliche Parkwunschaufkommen wirken
zunächst abstrakt. Um eine Vorstellung über die Größen-
ordnung dieser Aufkommenswerte zu gewinnen, soll im fol-
genden einmal gezeigt werden, wie hiervon ausgehend eine
Schätzung vorzunehmen ist, welche konkrete Zahl von Stell-
plätzen bereitgestellt werden müßte, um allen Parkwünschen
gerecht zu werden.

¹ Vgl. die Zeilenmittelwerte von $\hat{A}_o^{(\Sigma)}$ und $\hat{A}_u^{(\Sigma)}$ in Tab. 4.16.

Dies soll exemplarisch für die ROTHENBURG mit dem Schätzwert $\hat{A}_{H,P}^{(\Sigma)} = 548,1$ geschehen.

Für die "durchschnittliche Parkdauer" sind dort etwa 3 Stunden anzusetzen¹, so daß die Stellflächen in dem 9-stündigen Erhebungszeitraum von 8.00 bis 17.00 Uhr im Mittel dreimal umgeschlagen werden. Die Zahl von $\hat{A}_{H,P}^{(\Sigma)} = 548,1$ Parkwünschen wäre dann auf $548,1/3 \approx 183$ Stellplätzen abzuwickeln, vorausgesetzt, die zeitliche Verteilung der Parkwünsche führte zu einer gleichmäßigen Vollauslastung. Hiervon ist allerdings nicht auszugehen. Die Belegung der Parkplätze in Münster weist eine Tagessaison mit einer Belegungsspitze auf, die um den Faktor 1,3 über der durchschnittlichen werktäglichen Auslastung liegen dürfte². Damit errechnet sich schließlich für die Zahl von erforderlichen Parkständen: $1,3 \cdot 183 = 238$.

Eine solche Modellrechnung kann natürlich nur grobe Hinweise zur Planung von Abstellflächen für den ruhenden Verkehr geben³. So ist bei dem vorgetragenen Beispiel etwa zu bedenken, daß die Berechnungen sich allein auf Beobachtungen von *Uhrenstellplätzen* beziehen. Einerseits ist hiermit ein Effekt der Unterschätzung des Stellflächenbedarfs verbunden, da nur die Autofahrer mit relativ kurzfristigen Parkwünschen erfaßt werden. Andererseits bieten Parkuhren dem Kurzparker gegenüber den großen Parkanlagen Vorzüge in der Bequemlichkeit und - bei der üblichen Gebührenstaffelung - auch pekuniäre Vorteile, so daß gleichzeitig ein gegenläufiger Effekt wirksam wird.

1 Dabei ist die durchschnittliche Parkdauer als Quotient aus Parkstundenzahl und Zahl parkender Fahrzeuge zu bestimmen. Ausgehend von einem einfachen Beispiel mit insgesamt 4 Fahrzeugen, von denen je zwei 8 Std. bzw. 2 Std. parken, erhält man als durchschnittliche Parkdauer $(16 + 4) : 4 = 5$.! Vgl. hierzu Stadt Münster; Parken..., a.a.O., insbesondere Blatt 2a.

2 Zur Belegungssaison vgl. ebenda.

3 Bei der Berechnung wurden nur auf die von 8.00 bis 17.00 Uhr zu registrierenden Parkraumsucher abgestellt. Eine Ausdehnung der Untersuchung auf alle 24 Stunden des Tages führte zu einer höheren Zahl erforderlicher Stellflächen.

Auch sind bei der Planung *räumliche Interdependenzen* zu berücksichtigen. So führt der Absaugeffekt durch zusätzliche Stellflächen möglicherweise andernorts zu einem Rückgang der Nachfrage nach Parkständen. Zudem besteht auch ein Zusammenhang zwischen ruhendem und fließendem Verkehr. Mit einer räumlichen Umverteilung der Vorgänge im ruhenden Verkehr werden entsprechende Veränderungen der Routenumlegung hervorgerufen. Dabei ist nicht zuletzt auch zu bedenken, daß die Bereitstellung zusätzlicher Parkstände neben einer Umverteilung von Verkehrsvorgängen "zugunsten" des betreffenden Gebiets per Saldo auch individuellen Mehrverkehr erzeugen wird¹.

¹ Geht man von 3 Stunden als durchschnittlicher Parkdauer aus, so können durch jeden zusätzlichen Parkstand je nach Auslastungsgrad stündlich etwa $\frac{1}{3}$ Fahrten im Ziel- und Quellverkehr erzeugt werden.

4.6 Untersuchungsergebnisse vor dem Hintergrund der Modellprämissen des Bernoulli-Prozesses

Die in diesem Kapitel getroffenen empirischen Aussagen wurden unter einer bestimmten Modellvorstellung abgeleitet: Die Abfolge von Parkraumsuchern im fließenden Verkehr soll sich durch einen Bernoulli-Prozeß beschreiben lassen. Dabei sind die entscheidenden Modellimplikationen *erstens* die stochastische Unabhängigkeit aufeinanderfolgender Elementarereignisse und *zweitens* die Konstanz des Parameters θ bei allen Elementen.¹

Für die Eignung eines Modells sind neben der Güte seiner Übereinstimmung mit der abgebildeten Realität - wie bereits erwähnt² - insbesondere die Konsequenzen von Bedeutung, die das Nichtzutreffen der Modellimplikationen für die statistische Analyse haben. Diese Frage soll nunmehr erörtert werden.

Das Bestehen von stochastischer Abhängigkeit - man spricht auch von Aneinanderkleben - aufeinanderfolgender Ereignisse berührt die Ergebnisse der Punktschätzung bekanntlich nicht; die verwendeten Schätzfunktionen - $\hat{\theta}_{M,L}$ in Binomial- und $\hat{\theta}_{H,P}$ in Pascalschichproben - liefern auch dann noch unverzerrte Schätzwerte für θ . Da sich in diesem Fall jedoch die Varianzen dieser Schätzfunktionen vergrößern, können die angewandten Verfahren von Intervallschätzung und Homogenitätstest aber zu irrigen Schlußfolgerun-

¹ Zu einer Erläuterung des Bernoulli-Prozesses vgl. die Ausführungen unter 3.2.

² Vgl. S. 27.

gen führen.¹ Die konstruierten Testannahmebereiche fallen dann tendenziell zu klein aus, was eine unangemessen häufige Ablehnung der Nullhypothese bedeutet. Die Genauigkeit der Ergebnisse wird zudem in Form zu kleiner Konfidenzintervalle tendenziell überschätzt.² Für die vorliegende Untersuchung des fließenden Verkehrs ist ein naheliegender Grund für eine solche stochastische Abhängigkeit allerdings nicht anzugeben. Die zweite Modellimplikation, Konstanz von θ bei allen Verkehrsteilnehmern, steht dagegen eher in Frage. Es wäre denkbar, daß in dem disaggregiert betrachteten fließenden Verkehr an einem Standort und zu festgelegter Tageszeit mehrere Teilgrundgesamtheiten von Verkehrsteilnehmern mit jeweils unterschiedlichem Parameter θ - z.B. einerseits Münsteraner und andererseits ortsfremde Autofahrer - sich vermischen.³ Dann wäre das Modell eines entsprechenden Mischprozesses angemessener als das in dieser Arbeit verwandte.

Die inferenzstatistischen Konsequenzen der fälschlichen Verwendung des Bernoulli-Prozesses sind allerdings nicht so bedenklich wie bei Verletzung der Unabhängigkeitsannahme. Die Unverzerrtheit bei der Punktschätzung wird dadurch ebensowenig betroffen wie im nämlichen Fall. Für die Varianzen von $\hat{\theta}_{M,L}$ und $\hat{\theta}_{H,P}$ läßt sich nunmehr der entgegengesetzte Effekt einer Verringerung nachweisen. Die angewandten Testverfahren

1 Es sei hier nochmals auf die zwischen den angewendeten Punktschätzfunktionen $\hat{\theta}_{M,L}$ und $\hat{\theta}_{H,P}$ bestehende Verwandtschaft hingewiesen. Danach kann für beide Schätzfunktionen ganz analog argumentiert werden. Vgl. unter 4.3.1, insbesondere S. 51.

2 Vgl. hierzu die erläuterten Wechselbeziehungen zwischen Testannahmebereichen und Schätzintervallen, insbesondere S. 56.

3 Das Problem der zeitlichen Konstanz von θ wird an anderer Stelle diskutiert. Vgl. insbesondere S. 26 f. und S. 95.

führen daher tendenziell zu unangemessen großen Annahmebereichen für H_0 und damit zur Begünstigung der Nullhypothese, und die ermittelten Konfidenzintervalle sind entsprechend als zu breit (zu sicher) anzusehen.¹

Wie sich die gegenläufigen Einflüsse einer Verletzung der beiden angeführten Modellimplikationen auf die Untersuchungsergebnisse per saldo gegebenenfalls ausgewirkt haben könnten, ist mit Sicherheit nicht schlüssig zu beantworten. Die vorgetragenen Überlegungen sprechen dafür, dem unterstellten Bernoulli-Prozeß vornehmlich das mögliche Vorliegen eines Mischprozesses entgegenzuhalten. Dann wären die ermittelten Schätzintervalle - wie erwähnt - als tendenziell zu sicher anzusehen, und entsprechendes gilt - Begünstigung von H_0 - für die bei Tests festgestellten signifikanten Anteilsunterschiede.

Zur Beurteilung des verwandten Modells sei auch auf einige empirische Ergebnisse nochmals verwiesen. Die statistischen Schlußfolgerungen - z.B. hinsichtlich der räumlichen Reichweite des Sendeinflusses, bezüglich der Effekte der Stellplatzart oder die Saisonfiguren im Parkbedürfnis an den ausgewählten Standorten² -, die unter dieser Modellvorstellung abgeleitet werden konnten, erscheinen plausibel. Dies ist ebenfalls als Bestätigung der Leistungsfähigkeit des Modells eines Bernoulli-Prozesses für den vorliegenden Untersuchungsgegenstand aufzufassen.

¹ Vgl. Hoeffding, W.; On the Distribution of the Number of Successes in Independent Trials, AMS 27 (1956), S. 713 ff.

² Vgl. hierzu insbesondere die Ausführungen S. 103 f, S. 106 ff. und S. 120 ff.

5 Schlußbemerkungen

Abschließend seien die wichtigsten empirischen und statistisch-methodischen Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung zusammengefaßt. Der Anteil und das Aufkommen von Parkwünschen ~~weisen~~ für verschiedene Netzschnitte und je nach Tageszeit erhebliche Unterschiede auf. An den beobachteten Querschnitten im Stadtkern von Münster wurden für den *Anteil* Werte zwischen 3 und 15 % bei einem Mittel von knapp 8 % geschätzt. Bedingt durch die (sternförmige) Struktur des Straßennetzes geht ein beträchtliches Maß des Verkehrsaufkommens im Zentrum auf den Durchgangsverkehr zurück, was zu den beobachteten niedrigen Schätzwerten führt.

Für das (stündliche) *Aufkommen* ergaben die Schätzungen je nach Standort und Tageszeit zwischen 5 und 90 Parkwünsche. Die beträchtlichen Unterschiede im Aufkommen spiegeln dabei - wie der Vergleich mit Ergebnissen von Fahrtzielbefragungen bestätigte - ebensolche in der räumlichen Verteilung der Fahrtziele wider. *Aufkommensschätzwerte* können - wie exemplarisch gezeigt wurde - Anhaltspunkte für die räumliche Planung von zu schaffenden Parkgelegenheiten liefern.

Wie bestimmte Einflüsse auf den Anteil von Parkraum-suchern im fließenden Verkehr *isoliert* erfaßt werden können, wurde insbesondere bei der Untersuchung von Effekten der Stellplatzart (gebührenfrei, Parkuhr, eingeschränktes Halteverbot) auf das Parkverhalten gezeigt. In dieser Richtung dürften weitere Fragestellungen zu suchen sein, für die eine Beobachtung des Abstellverhaltens empirisch besonders interessant scheint. An dieser Stelle sei z.B. nochmals auf die

Möglichkeit hingewiesen, durch eine Ermittlung von Unterschieden im Anteil von Parkwünschen in Abhängigkeit von der Länge der beobachteten Parklücken Richtwerte für die von den Verkehrsteilnehmern akzeptierte Stellplatzlänge zu bestimmen.

Die statistisch-methodischen Aufgaben, die sich ausgehend von der empirischen Fragestellung ergaben, führten zu einer umfangreichen Behandlung inferenzstatistischer Methoden im Fall von Pascalstichproben. Dieses in der statistischen Literatur wenig beachtete Gebiet ist von allgemeinem theoretischen und empirischen Interesse, so daß seine zusammenhängende Behandlung sinnvoll erschien. Neben Verfahren zur Punktschätzung wurden solche zu Intervallschätzung und Homogenitätstest erläutert. Bei kleinen Stichprobenumfängen - wie in der vorliegenden Untersuchung - erweist es sich als erforderlich, die Sicherheit von Punktschätzwerten bzw. die Signifikanz von Differenzen zwischen ihnen mit entsprechenden Verfahren der Intervallschätzung und des Homogenitätstests zu untersuchen.

Für die Bestimmung von (zentralen) Konfidenzintervallen kommt den ausführlich erläuterten Beziehungen zwischen pascal- und binomialverteilten Zufallsvariablen besondere praktische Bedeutung zu. Danach besteht im Pascalfall die Möglichkeit, zur Schätzung auf die vielfältigen Tabellen der Binomialverteilung zurückzugreifen. Zur Durchführung von Signifikanztests wurde für den Fisher Exact-Test eine modifizierte Version vorgetragen, die es erlaubt, dieses Verfahren auf Pascalstichproben anzuwenden.

Die in dieser Arbeit getroffenen empirischen Aussagen

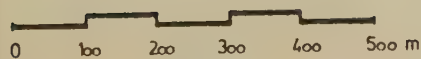
stehen unter der Prämisse, daß sich die Abfolge von Parkraumsuchern im fließenden Verkehr durch einen *Bernoulli-Prozeß* beschreiben lasse. Es wurde gezeigt, daß eine Verletzung der Implikationen dieser Modellvorstellung die empirischen Ergebnisse gegebenenfalls nicht unbedingt in Frage stellen muß. Zudem spricht die Plausibilität der Untersuchungsergebnisse für die Leistungsfähigkeit dieses einfachen Modells bei der vorliegenden Fragestellung.

A N H A N G

Teil A

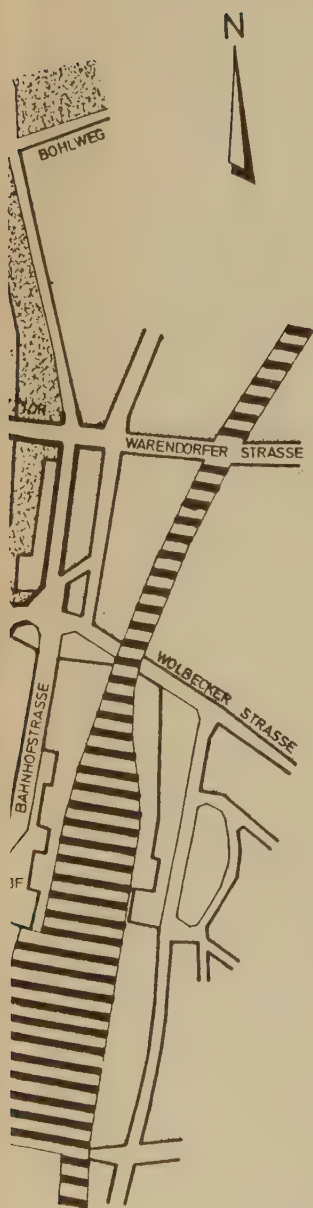
Empirischer Anhang





INNENSTADT MÜNSTER

- HAUPTVERKEHRSTRASSEN +
PARKANLAGEN -



LEGENDE :

 GRÜNGÜRTEL

1.....8 ZÄHLGEBIETE
- PARKRING
- TANGENTENDREIECK

ABSTELLANLAGEN :

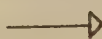
- P 1 HINDENBURGPLATZ
- P 2 DOMPLATZ
- P 3 ALTER STEINWEG (ASCHE)
- P 4 STUBENGASSE

ABB. A 1



STANDORTE DER ERHEBUNGEN

LEGENDE :



BEOBACHTETE VERKEHRS-
RICHTUNG



BEOBACHTETE STELLPLÄTZE

KATEGORIEN :



gebührenfrei



Parkuhr (EINSTÜNDIGE
LAUFZEIT)



Parkuhr (HALBSTÜNDIGE
LAUFZEIT)



EINGESCHRÄNKT , HALTEVERBOT

ABB. A 2

QUELLE DER GRUNDKAPTE:

Stadt Münster, Vermessungs- und
Katasteramt; STADT MÜNSTER,
(1 : 2000) , 7.72 .

Spaltennummer						
1	2	3	4	5	6	7
Standort	Datum	Uhrzeit	Stellplatz.kateg.	absol. Häufigkeit Parkwunsch		Entnahmeverfahren
				nein	ja	
Schlaunstraße	14.6.	10.45	gebührenfrei	19	1	
	21.6.	15.00		48	3	
		16.55		15	3	
		17.00		42	1	+
	23.6.	14.50		4	1	
	30.6.	10.35		31	2	+
		13.15		49	3	
	5.7.	9.15		42	3	
		11.00		23	3	
		12.45		40	1	
Überwasserstraße	7.6.	10.50	gebührenfrei	0	1	
		12.40		17	1	+
		16.45		1	1	
	14.6.	8.50		19	2	+
		10.50		5	1	
		14.50		18	0	+
		16.50		9	3	
	21.6.	8.40		10	0	+
		14.55		0	1	
		15.15		0	1	
	23.6.	8.55		14	0	+
		12.50		0	1	
		16.55		7	0	+
	28.6.	10.45		3	3	
		14.40		1	0	+
		17.00		15	0	+
	30.6.	9.00		11	2	
		13.30		1	1	
		14.50		28	1	
	5.7.	11.25		22	1	
		12.55		14	2	+
		15.15		21	3	
		16.45		49	4	

Tab.¹ A1: Autofahrer mit und ohne Parkwunsch - Daten der Wahlhandlungen aus den Folgen beobachteter Verkehrsteilnehmer

¹ In Spalte 7 sind die Binomialstichproben durch + gekennzeichnet. Bei den übrigen - nicht markierten- Beobachtungen handelt es sich um Pascalstichproben.

Spaltennummer						
1	2	3	4	5	6	7
Standort	Datum	Uhrzeit	Stellplatz-kateg.	absol. Häufigkeit Parkwunsch		Entnahmever-fahren
				nein	ja	
Frauenstraße	21.6.	12.50	gebührenfrei	3	2	+
	23.6.	9.40		10	1	
		14.00		0	1	
		17.10		29	0	
	28.6.	14.40		3	1	
	30.6.	11.05		22	3	
		13.25		12	1	
		14.40		18	2	
	5.7.	8.50		32	0	
		13.05		6	1	
		14.30		11	1	
	7.6.	9.35	Parkuhr	66	0	+
		12.55		0	1	
	14.6.	8.40		32	2	
		16.45		13	1	
	21.6.	8.35		1	1	
		12.50		1	1	
	28.6.	11.45		4	1	
		14.40		9	2	
		17.10		2	1	
	30.6.	9.00		40	3	
		14.35		11	0	
	5.7.	8.55		9	1	+
		9.25		15	1	
		16.35		42	1	

Tab. A1 (1. Fortsetzung)

Spaltennummer						
1	2	3	4	5	6	7
Standort	Datum	Uhrzeit	Stellplatz-kateg.	absol. Häufigkeit Parkwunsch		Entnahmeverfahren
				nein	ja	
Krummer Tümpel	26.5.	8.50	gebührenfrei	30	0	+
		17.10		8	1	
	7.6.	11.40		8	1	+
		16.35		45	2	
		17.00		15	2	
	14.6.	8.30		44	2	+
		10.35		1	1	
		12.30		13	2	
		12.55		5	2	
		13.35		8	1	
		16.30		41	4	
		17.05		1	1	
	23.6.	14.50		2	1	+
		16.20		57	1	
	28.6.	9.00		39	2	
		13.45		13	2	
		16.35		57	5	
	30.6.	15.40		30	3	
	5.7.	12.20		10	1	
		13.10		12	1	
		14.20		27	2	
Rothenburg	26.5.	8.38	Parkuhr	6	1	
		16.50		6	2	
	7.6.	8.50		35	4	
		16.50		28	1	
	14.6.	8.35		45	3	
		9.40		2	2	
		10.45		0	1	
		14.00		0	1	
		14.40		10	1	
		16.35		3	1	
	21.6.	8.50		26	4	
		9.45		2	1	
		12.35		26	1	
		15.35		14	2	
	23.6.	11.55		2	1	
		16.50		8	1	
	28.6.	8.50		38	4	
		9.55		70	7	
		10.40		12	1	
		12.30		53	3	
		14.00		7	2	
		15.55		8	1	
	30.6.	11.00		9	3	
		12.00		15	1	
		12.35		12	1	

Tab. A1 (2. Fortsetzung)

Spaltennummer						
1	2	3	4	5	6	7
Standort	Datum	Uhrzeit	Stellplatz-kateg.	absol. Häufigkeit Parkwunsch		Entnahmeverfahren
				nein	ja	
Rothenburg	26.5.	12.50	eingeschränktes Halteverbot	38	1	
	7.6.	9.40		18	0	+
		10.55		5	2	
		11.55		14	3	
		13.40		15	1	
		14.50		30	4	
		15.55		28	2	
		16.50		5	2	
	14.6.	8.30		6	1	
		9.40		11	2	
		9.50		22	2	
		10.45		40	0	+
		11.50		22	2	
		14.00		37	1	
		14.50		29	2	
		15.50		48	4	
		16.35		59	3	
	21.6.	9.45		8	1	
		10.45		15	2	
		12.40		17	3	
		13.50		24	2	+
		16.35		6	1	
	23.6.	8.40		48	2	+
		9.55		16	2	
		10.50		29	1	
		13.50		39	3	+
		14.40		60	0	
		16.50		59	3	
	28.6.	10.40		48	1	
		11.55		44	2	+
		13.55		24	3	
		14.47		24	3	
		15.50		20	2	
		16.30		29	2	
	30.6.	12.35		9	1	

Tab. A1 (3. Fortsetzung)

Spaltennummer							
1	2	3	4	5	6	7	
Standort	Datum	Uhrzeit	Stell- platz-	absol. Häufigkeit Parkwunsch		Entah- mever- fahren	
				nein	ja		
Drubbel/Roggenmarkt	7.6.	11.00	Parkuhr	5	1	+	
		15.00		37	4		
	14.6.	10.55		17	2		
		12.50		52	0		
	21.6.	10.55		7	2		
	23.6.	12.50		32	2		
		14.45		1	1		
	28.6.	9.05		84	4		
		10.50		3	1		
	30.6.	16.40		1	1		
12.40		11	2				
5.7.	12.30	4	1				
	14.50	2	1				
Spiekerhof	7.6.	9.00	Parkuhr	5	2	+	
		15.15		43	4		
	14.6.	9.00		49	2		
		11.05		3	1		
		13.00		53	3		
		15.00		24	4		
		16.50		11	1		
		21.6.		9.10	42		3
	11.00			16	2		
		12.50		16	2		
		16.50		48	3		
	23.6.	8.55		17	2		
		11.00		1	2		
		12.55		7	1		
		14.50		41	1		
	28.6.	11.00		22	1		+
		12.50		7	2		
		16.45		62	3		
Σ				293	3834		

Tab. A1 (4. Fortsetzung)

Spaltennummer											
1	2	3		4	5	6	7	8	9		
Standort u. Stellplatzkat.	Tageszeitraum	absolute Häufigkeiten: Parkwunsch		Wahrscheinlichkeit für die		Realisation d. Randomis.-ZVS	Produkt aus d. Spalten 5 u. 6	Summe aus d. Spalten 4 u. 7	-2log _e aus d. Spalte 8		
		nein	ja	extrem. Aufteilungen	beobacht. Aufteilungen						
Überwasserstraße gebührenfrei	1	P ₁ P ₂	24 30	0 4	.8135	.1865	.2386	.0445	.8580 .8580	0.3063	
	2	P ₁ P ₂	3 27	3 3	.0139	.0125	.7681	.0096	.0235	7.5015	
	3	P ₁ P ₂	0 32	1 4	.0	.1111	.4615	.0513	.0513	5.9412	
	4	P ₁ P ₂	1 67	2 4	.0038	.0073	.08562	.0063	.0101	9.1904	
	5	P ₁ P ₂	22 59	0 8	.8773	.1227	.9834	.1207	.9980	0.0041	
Auswertung Überwasserstr.: $\chi^2_{emp.} = 22,9435$; $\chi^2_{theor.} = \begin{cases} 20,4831 \\ 23,2093 \end{cases}$ für $\begin{cases} 97,5 \\ 99 \end{cases} \%$, 10 FG											
Frauenstraße gebührenfrei	2	P ₁ P ₂	10 22	1 3	.6486	.0422	.1945	.0082	.6568	0.8407	
	3	P ₁ P ₂	3 18	2 2	.0613	.0375	.3162	.0119	.0732	5.2303	
	4	P ₁ P ₂	3 29	3 2	.0527	.0316	.1474	.0047	.0574	5.7169	
	1	P ₁ P ₂	1 96	1 7	.0673	.0634	.0380	.0024	.0697	5.3268	
	3	P ₁ P ₂	5 0	2 1	.7143	.2857	.9018	.2576	.9719	0.0569	
	4	P ₁ P ₂	9 11	2 0	.0	.4762	.0686	.0327	.0327	6.8408	
	5	P ₁ P ₂	2 55	1 2	.0672	.0327	.2954	.0097	.0769	5.1316	
	Auswertung Frauenstraße: $\chi^2_{emp.} = 29,1440$; $\chi^2_{theor.} = 29,1413$, für 99 %; 14 FG										
	Krummer T. gebührenfrei	1	P ₁ P ₂	39 74	2 2	.2729	.4498	.1555	.0699	.3428	2.1410
		4	P ₁ P ₂	15 35	3 3	.1652	.0260	.2744	.0071	.1723	3.5166
5		P ₁ P ₂	114 140	6 13	.8795	.0064	.2465	.0016	.8810	0.2532	
Auswertung Krummer T.: $\chi^2_{emp.} = 5.9108$; $\chi^2_{theor.} = \begin{cases} 5,3481 \\ 7,8408 \end{cases}$ für $\begin{cases} 50 \\ 75 \end{cases} \%$; 6 FG											

Tabelle A2: Homogenitätstest: Ergebnis der Prüfung des Sendeeinflusses auf den Anteil von Parkraumsuchern an allen ausgewählten Standorten

Spaltennummer									
1	2	3		4	5	6	7	8	9
Standort u. Stellplatz-kat.	Tageszeit-raum	absolute Häufigkeiten: Parkwunsch		Wahrscheinlichkeit für die extrem. beobacht. Aufteilungen		Realisation d. Randomis.-ZVS	Produkt aus d. Spalten 5 u. 6	Summe aus d. Spalten 4 u. 7	-log _e aus d. Spalte 8
		nein	ja						
Rothenburg eingeschr. Halteverb. Parkuhr	1	P ₁	64	8					
		P ₂	86	8	.2819	.0174	.0095	.0002	.2821
	2	P ₁	84	9					
		P ₂	11	6	.9916	.0025	.8383	.0021	.9937
	3	P ₁	81	5					
		P ₂	27	2	.5207	.0213	.9442	.0201	.5408
	4	P ₁	7	2					
		P ₂	10	2	.3439	.0772	.1208	.0093	.3532
	5	P ₁	30	4					
		P ₂	37	4	.3781	.0300	.2264	.0068	.3849
	1	B ₁	48	2					
		B ₂	6	1	.0	.7955	.2718	.2162	.2162
	2	P ₁	116	7					
		P ₂	96	6	.5117	.0130	.5929	.0077	.5194
	3	P ₁	61	5					
		P ₂	83	7	.5223	.0182	.1112	.0020	.5243
	4	P ₁	171	11					
		P ₂	111	8	.5765	.0118	.3310	.0039	.5804
	5	P ₁	114	8					
		P ₂	140	11	.5950	.0127	.9855	.0125	.6075
Auswertung Rothenburg $\chi^2_{emp} = 15.5136$; $\chi^2_{theor.} = 19.3374$; für 50 %; 20 FG									
Drubbel/Rog-gemarkt Parkuhr	2	P ₁	10	3					
		P ₂	22	3	.1816	.0418	.9338	.0390	.2206
	3	P ₁	32	2					
		P ₂	67	3	.3840	.0175	.7329	.0128	.3968
	4	P ₁	1	1					
		P ₂	39	5	.1111	.1010	.9935	.1003	.2114
Auswertung Drubbel/R. $\chi^2_{emp} = 7.9786$; $\chi^2_{theor.} = \begin{cases} 5.3481 \\ 7.8408 \end{cases}$ für $\begin{cases} 50 \\ 75 \end{cases}$ %; 6 FG									
Spiekerhof Parkuhr	1	P ₁	59	5					
		P ₂	54	4	.4058	.0194	.3650	.0071	.4129
	2	P ₁	39	5					
		P ₂	3	1	.6275	.0805	.2485	.0200	.6475
	3	P ₁	30	5					
		P ₂	53	3	.0682	.0092	.2059	.0019	.0701
	4	P ₁	41	1					
		P ₂	67	8	.9734	.0028	.9990	.0028	.9762
	5	P ₁	110	6					
		P ₂	11	1	.5443	.0297	.1407	.0042	.5485
Auswertung Spiekerhof $\chi^2_{emp} = 9.2036$; $\chi^2_{theor.} = 9.3418$, für 50 %; 10 FG									

Tabelle A2: (Fortsetzung)

Stand- ort	Kalen- dertag	Tageszeitraum				
		1	2	3	4	5
(1) Schlaun- straße	8.9.	27	22	19	18	27
	13.9.	21	17	17	15	21
	Σ	48	39	36	33	48
	Aufk/h	345,6	280,8	259,2	237,6	345,6
(2) Überw. straße	8.9.	10	9	10	10	25
	13.9.	14	15	15	6	15
	Σ	24	24	25	16	40
	Aufk/h	172,8	172,8	180	115,2	288
(3) Frauen- straße	8.9.	53	37	39	30	42
	13.9.	40	26	28	27	32
	Σ	93	63	67	57	74
	Aufk/h	669,6	453,6	482,4	410,4	532,8
(4) Krummer Timpfen	8.9.	50	33	30	27	35
	13.9.	39	22	26	24	29
	Σ	89	55	56	51	64
	Aufk/h	640,8	396	403,2	367,2	460,8
* 1	Aufk/h	655,2	424,8	442,8	388,8	496,8
(5) Rothen- burg	8.9.	23	42	52	46	51
	13.9.	27	35	52	37	47
	Σ	50	77	104	83	98
	Aufk/h	360	554,4	748,8	597,6	705,6
(6) Drubbel/ Roggenm.	8.9.	36	39	53	39	55
	13.9.	38	37	49	40	49
	Σ	74	76	102	79	104
	Aufk/h	532,8	547,2	734,4	568,8	748,8
(7) Spicker- hof	8.9.	31	24	28	22	27
	13.9.	24	22	23	26	27
	Σ	55	46	51	48	54
	Aufk/h	396	331,2	367,2	345,6	388,8

Tab. ²A3: Ergebnisse der Querschnittszählungen vom 8. und 13.9.1977 und Angaben für das stündliche Verkehrsaufkommen (Aufk./h) an den ausgewählten Standorten

¹ Durchschnittliches stündliches Verkehrsaufkommen (Aufk/h) von FRAUENSTR. und KRUMMER TIMPEN

² Zur Ermittlung der Angaben für Aufk/h vgl. S. 123 ff.

Standort	Kenn- zahl	Tageszeitraum t					Σ
		1	2	3	4	5	
Schlaun- straße	A_t g_t	518,4 0.20	561,6 0.22	518,4 0.20	475,2 0.18	518,4 0.20	2592 1
Überw.- straße	A_t g_t	259,2 0.16	345,6 0.21	360 0.22	230,4 0.14	432 0.27	1627,2 1
Frauenstr./ Kr. Timpen	A_t g_t	983,8 0.23	849,6 0.20	885,6 0.21	777,6 0.18	745,2 0.18	4241,8 1
Rothen- burg	A_t g_t	540 0.10	1108,8 0.20	1497,6 0.28	1195,2 0.22	1058,4 0.20	5400 1
Drubbel/ 2 Roggenm.	A_t g_t	799,2 0.14 (0.17)	1094,4 0.20 (0.25)	1468,8 0.26 (0.33)	1137,6 0.20 (0.25)	1123,2 0.20 -	5623,2 (4500) } 1
Spieker- hof	A_t g_t	594 0.18	662,4 0.20	734,4 0.23	691,2 0.21	583,2 0.18	3265,2 1

Tab. A4 : Absolutes und relatives Verkehrsaufkommen A_t und g_t der Tageszeiträume für die ausgewählten Standorte

1 Die Angaben für Frauenstraße/Krummer Timpen sind aus den in Tab. A3 angeführten Mittelwerten für beide Standorte ermittelt.

2 Für Drubbel/Roggenmarkt sind in Klammern zusätzlich die Werte für A_t und g_t angeführt, die sich ohne Berücksichtigung von Tageszeiträum 5 ergeben (vgl. hierzu S. 138 ff).

Spaltennummer							
1	2	3	4	5	6	7	8
Stand- ort	Statistische Kenn- zahlen	Tageszeitraum					
		1	2	3	4	5	Σ
Schlaunstraße	$\hat{\theta}_{H,P}$	.045	.064	.033	.055	.050	
	g_t	.20	.22	.20	.18	.20	
	$g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}$	.0090	.0141	.0066	.0099	.010	.0496
	$\hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	.0010	.0008	.0004	.0010	.0008	
	g_t^2	.040	.0484	.040	.0324	.040	
	$g_t^2 \cdot \hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	40 ⁻⁶	38.7 ⁻⁶	16 ⁻⁶	32.4 ⁻⁶	32 ⁻⁶	159.1 ⁻⁶
Überwasser- str.	$\hat{\theta}_{H,P}$	.091	.069	.086	.043	.106	
	g_t	.16	.21	.22	.14	.27	
	$g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}$	.0146	.0145	.0189	.0060	.0286	.0826
	$\hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	.0026	.0023	.0023	.0006	.0016	
	g_t^2	.0256	.0441	.0484	.0196	.0729	
	$g_t^2 \cdot \hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	66.6 ⁻⁶	101.4 ⁻⁶	111.3 ⁻⁶	11.8 ⁻⁶	116.6 ⁻⁶	407.7 ⁻⁶
Frauenstr. / Krummer T.	$\hat{\theta}_{H,P}$	.038	.033	.120	.063	.067	
	g_t	.23	.20	.21	.18	.18	
	$g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}$	.0087	.0066	.0252	.0113	.0121	.0639
	$\hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	.0002	.0004	.0014	.0007	.0003	
	g_t^2	.0529	.04	.0441	.0324	.0324	
	$g_t^2 \cdot \hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	10.6 ⁻⁶	16 ⁻⁶	61.7 ⁻⁶	22.7 ⁻⁶	9.7 ⁻⁶	120.7 ⁻⁶
Rothenburg	$\hat{\theta}_{H,P}$	.091	.128	.053	.150	.095	
	g_t	.10	.20	.28	.22	.20	
	$g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}$	.0091	.0256	.0148	.0330	.19	.1015
	$\hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	.0005	.0010	.0004	.0067	.0012	
	g_t^2	.01	.04	.078	.0484	.04	
	$g_t^2 \cdot \hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	5 ⁻⁶	40 ⁻⁶	31.4 ⁻⁶	324.3 ⁻⁶	48 ⁻⁶	448.7 ⁻⁶
Drubbel/ Roggenm. 1	$\hat{\theta}_{H,P}$	.034	.135	.039	.111	-	
	g_t	.17	.25	.33	.25	-	
	$g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}$	.0058	.0338	.0129	.0278	-	.0803
	$\hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	.0004	.0032	.0004	.0022	-	
	g_t^2	.0289	.0625	.1089	.0625	-	
	$g_t^2 \cdot \hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	11.6 ⁻⁶	200 ⁻⁶	43.6 ⁻⁶	137.5 ⁻⁶	-	392.6 ⁻⁶
Spiekerhof	$\hat{\theta}_{H,P}$	.066	.106	.078	.069	.047	
	g_t	.18	.20	.23	.21	.18	
	$g_t \cdot \hat{\theta}_{H,P}$	.0119	.0212	.0179	.0145	.0085	.0740
	$\hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	.0005	.0021	.0008	.0006	.0004	
	g_t^2	.0324	.04	.0529	.0441	.0324	
	$g_t^2 \cdot \hat{v}(\hat{\theta}_{H,P})$	16.2 ⁻⁶	84 ⁻⁶	42.3 ⁻⁶	26.5 ⁻⁶	13 ⁻⁶	182 ⁻⁶

Tab. A5: Berechnung von Punktschätzwerten für den durchschnittlichen Anteil von Parkraumsuchern für alle betrachteten Tageszeiträume und von Schätzwerten ihrer Varianzen.

1 Für Drubbel/Roggenmarkt wurden die Gewichte g_t als relatives Verkehrsaufkommen bezogen auf die Tageszeiträume 1 bis 4 ermittelt. Vgl. hierzu S. 118, Fußnote 6.

A N H A N G

Teil B

Mathematischer Anhang

B1: Zur Additivität von binomial- und pascalverteilten Zufallsvariablen

Es wird gezeigt, daß die ZV N_S^+ , mit $N_S^+ = n_0 + N$, - das ist die Summe aus dem vorgegebenen n_0 einer binomial gezogenen Stichprobe und der ZV N , dem Umfang einer Pascalstichprobe - unter der Voraussetzung homogener Grundgesamtheit wiederum einer Pascalverteilung folgt.

Die Stichprobenverteilung von N_S^+ wird für vorgegebenes $x_S^+ = x_s^+$ betrachtet, wobei x_s^+ die Summe aus x , der Realisation der ZV *Anzahl der Erfolge* in einer Binomial-, und ihrer Anzahl x_0 in einer Pascalstichprobe enthält: $x_s^+ = x + x_0$ mit $x_0 \geq 1$.

Jede beliebige der Permutationen, die unter das (zusammengesetzte) Ereignis $N_S^+ = n_s^+$ zu subsumieren sind, hat die Eintrittswahrscheinlichkeit von w aus Gl. (B1.1):

$$w = \theta^{x_s^+} (1-\theta)^{n_s^+ - x_s^+} \quad (B1.1)$$

Die Anzahl der Permutationen erhält man, wenn für alle möglichen Aufteilungen von x_s^+ auf x und x_0 (mit $x_0 \geq 1$) - das sind die durch $x = 0, 1, \dots, x_s^+ - 1$ bezeichneten - jeweils das Produkt ihrer Anzahlen in Binomial- und Pascalstichprobe (Produkt der Binomialkoeffizienten in Gl. (B1.2a) und (B1.2b)) gebildet, und über alle möglichen Aufteilungen (Summierungsvorschrift in Gl. (B1.2a) oder (B1.2b)) aufsummiert wird.

$$\sum_{x=0}^{n_0} \binom{n_0}{x} \binom{n_s^+ - n_0 - 1}{x_s^+ - x - 1}, \text{ falls } n_0 \leq x_s^+ - 1 \quad (B1.2a)$$

und

$$\sum_{x=0}^{x_s^+-1} \binom{n_0}{x} \binom{n_s^+-n_0-1}{x_s^+-x-1}, \text{ falls } n_0 > x_s^+-1 \quad (\text{B1.2b})$$

Unter Berücksichtigung der Gleichung¹:

$$\sum_{j=0}^A \binom{A}{j} \binom{B}{n-j} = \binom{A+B}{n}, \quad (\text{B1.3})$$

ergibt sich aus (B1.2a)

$$\sum_{x=0}^{n_0} \binom{n_0}{x} \binom{n_s^+-n_0-1}{x_s^+-x-1} = \binom{n_s^+-1}{x_s^+-1}. \quad (\text{B1.4})$$

Aus Gl. (B1.1) und (B1.4) erhält man als Eintrittswahrscheinlichkeiten des Ereignisses $N_s^+ = n_s^+$:

$$W(N_s^+ = n_s^+) = \binom{n_s^+-1}{x_s^+-1} \theta^{x_s^+} (1-\theta)^{n_s^+-x_s^+} \quad (\text{B1.5})$$

Sie entsprechen denen einer pascalverteilten ZV N mit den Parametern x_s^+ und θ (vgl. Gl. (3.7), S. 36)

Folgender Umstand ist dabei noch zu bemerken:

gilt $n_0 > x_s^+-1$, so läuft in Gl. (B1.4) die Summierung über x nicht bis n_0 , sondern nur bis x_s^+-1 . Es bleiben dann die Glieder für $x = x_s^+, x_s^++1, \dots, n_0$ unberücksichtigt. Für diese Werte von x werden aber in Gl. (B1.4) die unteren Ausdrücke im zweiten Binomialkoeffizienten negativ; die Glieder sind daher definitionsgemäß gleich Null.

¹ Vgl. z.B. Harris, B.; a.a.O., S. 22, Theorem 2-43.
Ein Beweis zu Gl. (B1.3) ist dort aufgeführt.

B2: Zur Konstruktion von STERNE-Aannahmebereichen $A(\theta)$ der pascalverteilten ZV N

1. Ableitung von *Rekursionsformeln* für die Eintrittswahrscheinlichkeiten der Ausprägungen der ZV N mit den Parametern x und θ :

Nach Gl. (3.7) gilt:

$$f_p(n | x, \theta) = \binom{n-1}{x-1} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \quad (B2.1)$$

$$f_p(n+1 | x, \theta) = \binom{n}{x-1} \theta^x (1-\theta)^{n-x} (1-\theta) \quad (B2.2)$$

Für die Beziehung zwischen den Binomialkoeffizienten in Gl. (B2.1) und (B2.2) erhält man:

$$\begin{aligned} \binom{n}{x-1} &= \frac{n!}{(x-1)! (n-(x-1))!} = \frac{n}{n-x+1} \cdot \frac{(n-1)!}{(x-1)! (n-x)!} \\ &= \frac{n}{n-x+1} \cdot \binom{n-1}{x-1} \quad (B2.3) \end{aligned}$$

Als Rekursionsformel zur Bestimmung von $f_p(n+1|x,\theta)$ aus $f_p(n|x,\theta)$ resultiert:

$$f_p(n+1 | x, \theta) = f_p(n | x, \theta) \frac{n}{n-x+1} (1-\theta) \quad (B2.4)$$

Wird n in Gl. (B2.4) durch $n-1$ substituiert und anschließend nach $f_p(n-1 | x, \theta)$ aufgelöst, so ergibt sich für die Rekursion:

$$f_p(n-1 | x, \theta) = f_p(n | x, \theta) \frac{n-x}{(n-1)(1-\theta)} \quad (B2.5)$$

2. Monotonieeigenschaft der (Pascal-)Wahrscheinlichkeitsfunktion

Aus Gl. (B2.4) geht hervor, daß die Wahrscheinlichkeiten von n zu $n+1$ dann zunehmen, wenn

$$\frac{n}{n-x+1} (1-\theta) > 1$$

$$n - n\theta > n-x+1$$

$$n\theta < x-1$$

$$n < \frac{x-1}{\theta} \quad (\text{B2.6})$$

Für $n = \frac{x-1}{\theta}$ gilt nach Gl. (B2.4) und (B2.7) $f_p(n | x, \theta)$
 $= f_p(n+1 | x, \theta)$

3. Programmstruktur

Nach dem STERNE-Verfahren wird der Annahmehereich $A(\theta)$ eines Tests vom Umfang $1-\alpha$ ausgehend von der (oder den beiden) nach Gl. (B2.6) und (B2.7) ermittelten wahrscheinlichsten Ausprägungen von N durch die sukzessive Einbeziehung der nächstwahrscheinlichsten bestimmt, wobei das Verfahren abubrechen ist, wenn die Summe ihrer Eintrittswahrscheinlichkeiten $1-\alpha$ erreicht oder überschreitet.

Nach der unter Punkt 2 diskutierten Verteilungseigenschaft fällt $f_p(n | x, \theta)$ vom Modus (den beiden Modi) beiderseits monoton ab. Bei jedem Schritt der Einbeziehung kommen daher nur die rechts- bzw. linksseitig direkt anschließenden Ausprägungen in Betracht; die wahrscheinlichere wird ausgewählt.

Die Wahrscheinlichkeiten werden kumuliert. Sobald $(1-\alpha)$ erreicht oder überschritten wird, ist $A(\theta)$ mit den einbezogenen Ausprägungen gefunden.

4. Tabellierung von STERNE-Schätzintervallen

Auf der Grundlage der nach dem skizzierten Programm ermittelten STERNE- $A(\theta)$ wird im folgenden eine Tabelle von STERNE-KI als Funktion einer pascalverteilten ZV N mit dem Parameter $x=4$ gegeben.

Hierzu wurden die $A(\theta)$ für $\theta=0.003, 0.004, \dots, 0.999$ und $1-\alpha=0.9$ bestimmt.

Die $KI(n)$ ergeben sich aus der Menge der obigen $A(\theta)$ unter Anwendung der in Gl. (3.22) enthaltenen Korrespondenz:

$$\theta \in KI(n) \text{ genau dann, wenn } n \in A(\theta)$$

Zum Vergleich sind in Tabelle B2 auch die bei entsprechendem Vorgehen aus dem zentralen Verfahren resultierenden Intervallgrenzen angegeben.

Alle Berechnungen wurden auf der EDV-Anlage im Rechenzentrum der Universität Münster durchgeführt.

n	Schätzintervalle, Grenzen nach dem Sterne-Verfahren				Schätzinterv., Grenzen nach dem zentralen Verfahren	
	von	bis	von	bis	von	bis
4	.386	.388	.400	1.	.473	1.
5	.268	.269	.275	.974	.343	.987
6			.210	.886	.272	.942
7	.170	.170	.173	.799	.226	.847
8			.145	.721	.193	.775
9			.126	.655	.169	.711
10	.109	.109	.111	.599	.150	.655
11			.098	.551	.136	.607
12			.089	.510	.123	.565
13			.081	.475	.113	.528
14			.075	.444	.104	.495
15			.069	.416	.097	.466
16			.065	.399	.091	.440
17			.060	.385	.085	.417
18			.057	.364	.080	.396
19			.054	.344	.076	.377
20			.051	.326	.072	.360
21			.048	.310	.068	.344
22			.046	.283	.065	.330
23			.044	.282	.062	.316
24			.042	.274	.059	.304
25			.040	.267	.057	.293
26			.039	.257	.055	.282
27			.037	.247	.053	.272
28			.036	.237	.050	.263
29			.035	.228	.049	.255
30			.033	.220	.047	.247
32			.031	.209	.044	.232
34			.029	.198	.042	.219
36			.027	.186	.039	.207
38			.026	.175	.037	.196
40			.024	.169	.035	.187
45			.021	.149	.031	.167
50			.019	.136	.028	.151
55			.018	.124	.025	.137
60			.016	.113	.023	.126
70			.014	.097	.020	.109
80			.012	.085	.017	.095
90			.011	.075	.015	.085
100			.010	.068	.014	.076
150			.006	.046	.009	.051
200			.005	.034	.007	.038
300			.003	.023	.004	.025
500			.000	.014	.003	.015

Tabelle B2: Zentrale und nichtzentrale 90%-Konfidenzintervalle für θ bei Pascalstichproben bis zum (x=4)-ten Erfolg

B3: Fisher Exact Test - Homogenitätstest bei einer
Binomial- und einer Pascalstichprobe

Ausgangspunkt sei ein Zahlenbeispiel mit den beiden
Stichprobenrealisationen B_1 und P_2 in Tabelle B 3.1:

Stich- probe	absol. Häufigkeiten		
	Mißer- folge	Erfol- ge	Elemen- te
B_1	$y_1=4$	$x_1=2$	$n_1=6$
P_2	$y_2=2$	$x_2=5$	$n_2=7$
Σ	$y.=6$	$x.=7$	$n.=13$

Tabelle B 3.1: Zahlenbeispiel für die Realisationen
zweier Stichproben B_1 und P_2

B_1 ist dabei die Realisation einer Binomialstichprobe vom Umfang $n_1=6$ und P_2 die einer Pascalstichprobe mit $x_2=5$, also einer Ziehung von Elementen bis zum 5-ten Erfolg.

Unter $H_0: \theta_1=\theta_2=\theta$, läßt sich - wie unter 3.3.3 erläutert - $n.=13$, die Summe der Stichprobenumfänge in B_1 und P_2 , als pascalverteilte ZV mit den Parametern θ und x . interpretieren (mit $x.=7$). B_1 enthält dabei die ersten sechs der in B_1 und P_2 insgesamt beobachteten $n.=13$ Elemente.

Der Homogenitätstest geht nunmehr von dem (bedingten) Ereignisraum Ω_T^{++} aus, der durch die möglichen Erfolgsanzahlen x_1 unter den ersten $n_1=6$ Elementen in einer Pascalstichprobe, bei der bis zum $(x.=7)$ -ten Erfolg gezogen wird und sich $n.=13$ Elemente ergeben, beschrieben werden kann.

Es sind die in Tabelle B 3.2 angeführten Ausprägungen t_{i1}^{++} , die als Aufteilungen von $y.=6$ Mißerfolgen und $x.=7$ Erfolgen auf die ersten $n_1=6$ (in B_1) und die restlichen $n_2=7$ Elemente (in P_2) möglich sind:

Aus- prä- gung		t_{i1}^{++}	t_{i1}^{++}	t_{i2}^{++}	t_{i3}^{++}	t_{i4}^{++}	t_{i5}^{++}	t_{i6}^{++}	t_{i7}^{++}
Stich- probe y	B_1	$y_{11}x_{11}$	0 6	1 5	2 4	3 3	4 2	5 1	6 0
	P_2	$y_{21}x_{21}$	6 1	5 2	4 3	3 4	2 5	1 6	0 7
Σ		$y.=6, x.=7$ für alle t_{i1}^{++}							

Tabelle B 3.2: Bedingter Ereignisraum $\Omega_{T^{++}}$ der Realisation t_{i1}^{++} je einer Binomial- und einer Pascalstichprobe

Es ist offensichtlich, daß die Ausprägung t_{i1}^{++} für die Annahme $\theta_1 > \theta_2$ spricht, t_{i7}^{++} dagegen umgekehrt für $\theta_2 > \theta_1$.

Unter $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta$, besitzt jede der $\binom{n-1}{x-1}$ Permutationen nach (3.7), S. 36, eine gleiche Wahrscheinlichkeit von $\binom{n-1}{x-1} \theta^x \cdot (1-\theta)^{n-x}$, so daß bei bedingter Betrachtung jede die Wahrscheinlichkeit $1 / \binom{n-1}{x-1}$ hat.

Unter Verwendung der unter t_{i1}^{++} jeweils subsumierbaren Anzahl $a_{i1}^{++} = \binom{n_1}{x_{i1}} \binom{n-n_1}{x-x_{i1}}$ erhält man

$W(t_{i1}^{++}) = a_{i1}^{++} / \binom{n-1}{x-1}$. Hieraus ist analog dem unter 3.5.2 beschriebenen Vorgehen eine Verteilungsfunktion $F_{\theta_1 > \theta_2}(t_{i1}^{++})$ zu bestimmen.

Literaturverzeichnis

- BEST, D. J. The Variance of the Inverse Binomial Estimator, BA 61 (1974), S. 286 - 386
- BEYER, William H. (Hrsg.) Handbook of Tables for Probability and Statistics, 2. Auflage, Cleveland 1968
- BLYTH, Colin R. und
David W. HUTCHINSON Table of the Neyman-Shortest Unbiased Confidence Intervals for the Binomial Parameter, BA 47 (1960), S. 381 - 391
- BÖHME, Ulrich Grundlagen zur Berechnung des städtischen Personenverkehrs, Wissenschaft und Technik im Straßenwesen, Heft 13, Berlin (O) 1970
- BROWNLEE, K.A. Statistical Theory and Methodology. In Science and Engineering, 2. Auflage, New York/London/Sydney 1965
- CLOPPER, C.J. und
E.S. PEARSON The Use of Confidence or Fiducial Limits Illustrated in the Case of the Binomial, BA 26 (1934), S. 404 - 413
- COCHRAN, William G. The χ^2 -Test of Goodness of Fit, AMS 12 (1952), S. 315 - 345
- COX, D.R. Some Problems Connected with Statistical Inference, AMS 29 (1958), S. 357 - 372
- CROW, Edwin L. Confidence Intervals for a Proportion, BA 43 (1956), S. 423 - 435
- ELLIS, Raymond H. und
Paul R. RASSAM Structuring a Systems Analysis of Parking, Highway Research Record, Number 317, Parking Analysis, 4 Reports, Washington 1970
- FELLER, William An Introduction to Probability Theory and Its Applications, Band 1, 3. überarbeitete Auflage, New York/London/Sydney 1970

- FINNEY, D.J. On a Method of Estimating Frequencies, BA 36 (1949), S. 233 - 234
- FORGBER, Helmut ohne Titel, ADAC Motorwelt, Heft 7 (1977), S. 18 ff.
- GIRSHICK, M.A., Frederick MOSTELLER und L.J. SAVAGE Unbiased Estimates for Certain Binomial Sampling Problems with Applications, AMS 17 (1946), S. 13 - 23
- GOLDBERG, Samuel Die Wahrscheinlichkeit. Eine Einführung in Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistik, 3. Auflage, Braunschweig 1973
- GRIZZLE, James E. Continuity Correction in the χ^2 -Test for 2x2 Tables, The American Statistician (1967, Oktober), S. 28 - 32
- HALDANE, J.B.S. On a Method of Estimating Frequencies, BA 33 (1945), S. 222 - 225
- HARRIS, Bernard Theory of Probability, Reading (Mass.)/usw. 1966
- HAYS, William L. Statistics for the Social Sciences, 2. Auflage, London/usw. 1973
- HOEFFDING, Wassily On the Distribution of the Number of Successes in Independent Trials, AMS 27 (1956), S. 713 ff
- HOTTENSTEIN, Hans Das Parkierungsproblem in ökonomischer Sicht, Dissertation Zürich 1968
- INTERNATIONAL BUSINESS MACHINES CORPORATION (Hrsg.) System/360, SSP, Programmers Manual, 5. Auflage, New York 1970
- KEMPTHORNE, Oscar und Leroy FOLKS Probability, Statistics, and Data Analysis, Ames 1971
- KENDALL, Maurice G. und Alan STUART The Advanced Theory of Statistics, Band 2, 3. Auflage, London 1973

- KNIGHT, William A Method of Sequential Estimation
Applicable to the Hypergeometric,
Binomial, Poisson and Exponential
Distributions, AMS 36 (1965), S.
1494 - 1503
- LEHMAN, E.L. Testing Statistical Hypotheses,
New York/London/Sydney 1959
- LEIBBRAND, Kurt Verkehr und Städtebau, Basel/
Stuttgart 1964
- MC GILLIVRAY, Robert, G. Mode Split and the Value of
Travel Time, Transportation
Research 6 (1972), S. 309 - 316
- MOOD, Alexander M.,
Franklin A. GRAYBILL und
Duane C. BOES Introduction to the Theory of
Statistics, 3. Auflage, Tokio/
usw. 1974
- NEYMAN, J. On the Problem of Confidence
Intervals, AMS 6 (1935), S.
111 - 116
- PATIL, G. P. On the Evaluation of the Nega-
tive Binomial Distribution with
Examples, Technometrics 2 (1960),
S. 501 - 505
- PEARSON, E.S. On Questions Raised by the
Combination of Tests Based
on Discontinuous Distributions,
BA 37 (1950), S. 383 - 398
- PEARSON, E.S. und
N.L. JOHNSON (Hrsg.) Tables of the Incomplete Beta-
Function, 2. Auflage, Cambridge
1968
- PRATT, John W. Length of Confidence Intervals,
Journal of the American Stati-
stical Association 56 (1961),
S. 549 - 567
- PRIGGE, Enno Determinanten der Nachfrage und
Ordnungsmöglichkeiten im Per-
sonennahverkehr, Beiträge aus
dem Institut für Verkehrswissen-
schaft an der Universität Münster,
Dissertation Münster 1967

- QUARMBY, D.A. Choice of Travel Mode for the Journey to Work, Journal of Transport Economics and Policy 1 (1967), S. 273 - 314
- RIBBECK, Karl Routensuchen in Stadtstraßennetzen, Dissertation Aachen 1971
- ROHATGI, V.K. An Introduction to Probability Theory and Mathematical Statistics, New York/usw. 1976
- ROTH, G.J. und W.B. REDDAWAY Parking Space for Cars. Assessing the Demand, University of Cambridge, Department of Applied Economics, Occasional Paper 5, Cambridge 1965
- SACHS, Lothar Statistische Auswertungsmethoden, 3. neubearbeitete und erweiterte Auflage, Berlin/Heidelberg/New York 1972
- SIEGEL, Sidney Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences, New York/Toronto/London 1956
- STADT MÜNSTER Parken in der Innenstadt, Münster 1972
- STADT MÜNSTER Gesamtverkehrsplan 1974 Münster, Münster o.J.
- STADT MÜNSTER Innenstadt Münster, Verkehrsuntersuchung, Münster 1977
- STANGE, Kurt Angewandte Statistik. Erster Teil. Eindimensionale Probleme, Berlin/Heidelberg/ New York 1970
- STERNE, Theodore E. Some Remarks on Confidence or Fiducial Limits, BA 41 (1954), S. 275 - 278
- STEVENS, W.L. Fiducial Limits of the Parameter of a Discontinuous Distribution, BA 37 (1950), S. 117 - 129
- TOCHER, K.D. Extension of the Neyman-Pearson Theory of Tests to Discontinuous Variates, BA 37 (1950), S. 130 - 144

- WAERDEN van der, B.L. Mathematische Statistik, 2. Auflage, Berlin/Heidelberg/New York 1965
- WALPOLE, Ronald E. Introduction to Statistics, 2. Auflage, New York, London 1974
- WALTON, Gerald S. A Note on Nonrandomized Neyman-Shortest Unbiased Confidence Intervals for the Binomial and Poisson Parameters, BA 37 (1970), S. 223 - 224
- WILLIAMSON, Eric und Michael H. BRETHERTON Tables of the Negative Binomial Probability Distribution, London/New York 1963
- WOOLF, Barnet The Log Likelihood Ratio Test (The G-Test), Annals of Human Genetics 21 (1957), S. 397 - 409

LEBENS LAUF

Alexander Müller	Linienstr. 35, 4000 Düsseldorf 1
geboren am:	14. Januar 1951 in Düsseldorf
Staatsangehörigkeit:	deutsch
Eltern:	Kläre Müller, geb. Ruchatz, und Dr. Horst Müller, Steuerberater und Wirtschaftsprüfer
Schulbesuch:	1957-1961 Volksschule in Düsseldorf 1961-1969 Neusprachliches Gymnasium in Düsseldorf 1969 dort Reifeprüfung
Studium:	1969-1974 Volkswirtschaftslehre an der Universität Münster 1974 Examen als Diplom-Volkswirt
Berufsweg:	1974-1978 Verwalter der Stelle eines Wissenschaftlichen Assistenten am Institut für Ökonometrie und Wirtschaftsstatistik der Universität Münster 1978-1979 dort Wissenschaftlicher Assistent seit 1979 Regierungsrat z. A. im Landesamt für Datenverarbei- tung und Statistik Nordrhein- Westfalen

